

SİSTEMATİK RİSK TAHMİNİNDE GETİRİ ARALIĞININ ETKİSİ: İMKB'DE BİR UYGULAMA

*Atilla ODABAŞI**

Özet

Sistematik riskin veya betanın tahmini finans alanında bir çok uygulama için önem taşır. Getirilerin hesaplanma şekli, tahmin süresi, kullanılan piyasa endeksi gibi faktörlerin bir hissenin beta tahmininin değişik değerler almasına neden olduğu bilinmektedir. Bu çalışmanın konusu beta katsayısı hesaplanırken kullanılan getiri değerlerinin hangi aralıklarla ölçüldüğünün beta tahminlerini üzerindeki etkisidir. Getiri aralığı etkisi yabancı piyasalarda incelenmiştir. Bu çalışmada getiri aralığı faktörü Türkiye menkul kıymetler piyasası için 1992-1999 periyodunda, 100 hisseden oluşan bir örnekleme incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre getiri aralığı uzadıkça beta katsayılarının arttığı yönündedir. Yabancı piyasalarda yapılmış çalışmalarda ortaya çıkan “getiri aralığı uzadıkça küçük (büyük) şirketlerin beta değerleri artar (azalır)” şeklindeki sonuç, diğer bir deyimle beta tahminleri üzerindeki “piyasa değeri” etkisi Türkiye piyasasında net olarak görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Beta; Getiri Aralığı; Risk; FVFM; Türkiye.

Abstract

The estimation of systematic risk, or beta, is critical to many applications in finance. It is known that a variety of beta estimates can result for the one stock depending on various factors such as the calculation of returns, length of the estimation period and the choice of market index. In this paper, we are concerned with one such factor being the interval over which returns are measured. The impact of the return interval on the beta estimate has been investigated in foreign markets.

* Boğaziçi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

This paper investigates the same issue for the Turkish equity market over the 1992-1999 period with a sample of 100 equities. The initial results indicate that the beta estimate rises as the return interval is lengthened. The finding in previous research conducted in foreign markets is that “the beta estimates of high (low) capitalised firms fall (rise) as the return interval is lengthened.” According to our findings, this size effect is not apparent in Turkish equity market.

Keywords: Beta; Return interval; Risk; CAPM; Turkey.

1. GİRİŞ

Sistematik riskin veya beta'nın tahmini finans alanında bir çok uygulama için önem taşır. Sermaye maliyeti tahmininde, finansal varlık fiyatlandırma ve risk yönetimi uygulamalarında finans profesyonelleri beta tahminlerini kullanırlar. Finansal varlık fiyatlandırma modellerinin ve çeşitli yatırım stratejilerinin test edilmesinde de akademisyenler, araştırmacılar beta tahminlerini kullanmak zorundadırlar. Genelde beta katsayıları standart “pazar modeli” denilen model, aylık tarihi getiri değerleri ve en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir. Ancak, betaların tarihi değerlerle tahmin edilmesi, beraberinde birçok sakınca da getirmektedir. Betaların geleceği iyi tahmin etmediği, zaman içinde değiştiği yapılan çalışmalarda ortaya çıkarılmıştır.

Beta üzerine odaklanan ilk çalışmalar betanın zaman içinde durağan olmadığını, giderek ortalama değer “bire” yaklaştığını dökümant etmiştir (Blume, 1971, 1975). Tarihi verilerle tahmin edilen betaların düzeltilmesi için yöntem geliştirmeye yönelik çalışmalar yapan Dimson (1979) ve Scholes ve Williams (1977) hisselerin seyrek işlem görmesinin beta tahminlerine olan etkisini incelemiştir. Vasicek (1973) ise beta tahminlerinin Bayes yöntemiyle düzeltilmesini önermiştir. Yakın geçmişte ki araştırmalar ise beta tahminleriyle ilgili olarak şu konuları incelemiştir: Betanın rassal özellikleri (Bos ve Newbold, 1984; Brooks ve diğ., 1992; Collins ve diğ., 1987); beta tahmin periyodunun uzunluğu (Kim, 1993); tahmin yöntemleri (Chan ve Lakonishok, 1992) ve uç (outlier) verilerin etkisi (Shalit ve Yetzkin, 2002). Bir diğer araştırma konusu da beta tahmininde kullanılacak getirilerin hangi aralıkta olacağıdır. Getiri aralığının beta üzerindeki etkisini inceleyen Cohen ve diğ., (1983) ve Frankfurter (1994) aynı tahmin döneminde değişik getiri aralıkları kullanılarak farklı beta tahminleri elde edildiğini raporlamışlardır.

Bu çalışma İstanbul Menkul Kıymet Pazarında getiri aralıklarının beta tahminleri üzerindeki etkisini incelemektedir. Makalenin organizasyonu şöyledir, ikinci bölüm de konuyla ilgili literatür taraması aktarılmış, üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler ve metodoloji açıklanmıştır. Dördüncü bölümde getiri aralığının beta üzerinde etkilerine ait tanımsal istatistikler ve

test sonuçları verilmektedir. Son bölümse çalışma sonuçlarını özetlemektedir.

2. KONUYLA İLGİLİ LİTERATÜR

Beta genellikle standart pazar modeli kullanılarak tahmin edilmektedir.

$$R_{it} = a_i + B_i R_{mt} + e_{it}$$

Burada i menkul kıymetinin t periyodunda gerçekleşen getirisi R_{it} ile, piyasa endeksinin t periyodunda gerçekleşen getirisi R_{mt} ile gösterilmektedir. Regresyon sabit katsayısı a_i , i menkul kıymetinin getirilerinin piyasa endeksinin getirilerine olan hassasiyetini gösteren beta katsayısı ise B_i dir. Beta katsayısı, menkul kıymetin getirisiyle piyasa getirisi arasındaki kovaryansın piyasa getirisinin varyansına bölünmesiyle bulunmaktadır, $\text{kov}(R_{it}, R_{mt}) / \text{var}(R_{mt})$. Finans kitaplarında genellikle betanın beş senelik tarihi aylık getiri üzerinden tahmin edildiği belirtilir. Hata terimi, e_{it} , ise şu özelliklere sahiptir: $e_{it} \sim N(0, \sigma^2)$, $\text{kov}(e_{it}, e_{it-1}) = 0$, $\text{kov}(e_{it}, R_{mt}) = 0$. t ise getirilerin ölçüldüğü zaman aralığını göstermektedir, $t = 1, 2, 3, \dots, T$.

Bu çalışma “ t ” nin beta üzerindeki etkisini incelemektedir. Yapılmış olan çalışmalar beta katsayısının getiri aralığının uzunluğundan etkilendiğini göstermektedir. Cohen ve diğ. (1980) çalışmalarında, getiri aralığı uzadıkça seyrek işlem gören menkul kıymetlerin betalarının büyüdüğünü göstermişlerdir. Ayrıca, getiri aralığı uzadıkça pazar modelinin R^2 değerinin arttığı ve bu yükselişin seyrek işlem gören menkul kıymetlerde en fazla olduğu görülmektedir. Cohen ve diğ. (1980) ileri sürdüğü bir başka nokta da getiri aralığı uzadıkça menkul kıymet getirisiyle piyasa getirisi arasındaki korelasyonun azaldığıdır.

Handa ve diğ. (1989) ise getiri aralığı günden aya uzatıldığında piyasa değeri ufak şirketlerin hisselerinden oluşan portföylerin betalarının yükseldiğini, öte yandan piyasa değeri büyük şirketlerin hisselerinden oluşan portföylerin betalarının azaldığını göstermiştir. Diğer bir deyimle, beta tahminlerinde ölçek (piyasa değeri) etkisi görülmektedir. Aynı çalışmada, getiri aralığının beta üzerindeki etkisinin üç aydan uzun olan aralıklarda üç aya kadar olan aralıklarda olduğundan daha az olduğu (büyük ve küçük şirket portföyleri için) görülmüştür. Getiri aralığı bir yıla uzatıldığında, ölçek etkisi istatistiksel olarak anlamsız hale gelmektedir.

Küçük şirketlerin risk seviyelerine göre daha yüksek getiri getirdikleri bulgusu finans literatüründe sıkça yer alan bir “anamoli” örneğidir ve ölçek etkisi olarak bilinir. Roll (1981) gözlenen ölçek etkisinin beta

tahmininde kullanılan getiri aralığından kaynaklandığını iddia etmiştir. Küçük şirketlerin hisselerinin borsada sık işlem görmediği, dolayısıyla kısa getiri aralıklarıyla ölçülmüş getirilerle tahmin edilmiş beta katsayılarının “gerçek” riskin ancak bir kısmını yansıttığını ileri sürmüştür. Handa ve diğ. (1989) çalışmasında gösterildiği gibi piyasa değeri küçük şirketlerin beta- larının tahminlerde kullanılan getiri aralığı uzadıkça artması da bu görüşü desteklemektedir.

Fama ve French (1992) çok tartışılan çalışmalarında finansal varlık fiyatlandırma modelini (FVFM) test ederek beta katsayısının finansal varlıkların getirisini açıklamakta istatistiksel olarak yetersiz kaldığını iddia etmişlerdir. Handa ve diğ. (1993) ise bu sonucu beta tahmininde kullanılan getiri aralığına bağlamışlardır. Yaptıkları çalışmada getiri aralığının finansal varlık fiyatlandırma modeli (FVFM) üzerindeki etkisini araştırmış; aylık getiriler kullanıldığında FVFM’i redderken yıllık getiriler kullanıldığında FVFM’i istatistiksel olarak anlamlı bulmuşlardır. Lewis (1991) ve Turtle (1994) yaptıkları çalışmalarda benzer sonuçlara ulaşmışlardır. Dolayısıyla, getiri aralığı etkisini kontrol etmeden FVFM’i test eden çalışmalarda uygulanan testlerin gücünün düşük olacağı iddia edilmiştir.

ABD dışında da getiri aralığının beta tahminleri üzerindeki etkilerinin incelendiği çalışmalara rastlanmaktadır. Brailsford ve Josev (1997) konuyu Avustralya menkul kıymet pazarı verileriyle incelemişler ve getiri aralığı uzadıkça piyasa değeri küçük şirketlerin betalarının arttığını buna karşılık büyük değerli şirketlerin betalarının azaldığını göstermişlerdir. Avustralya piyasasında elde edilen bulgular ABD de ki bulguları desteklemektedir.

3. VERİ SETİ ve METODOLOJİ

Bu çalışma getiri aralığının İMKB’deki hisselerin beta tahminleri üzerindeki etkisini ampirik olarak incelemek amacıyla düzenlenmiştir. Günlük, haftalık ve aylık olmak üzere üç ayrı getiri aralığıyla çalışılmıştır. Araştırmada Ocak 1992 – Aralık 1999 dönemi iki eşit uzunlukta alt döneme bölünerek incelenmiştir. Diğer bir deyimle, sekiz yıllık toplam süre içinde her bir hisse için Ocak 1992 – Aralık 1995 ve Ocak 1996 – Aralık 1999 dönemlerinde üç ayrı getiri aralığı kullanılarak toplam altı beta tahmini yapılmıştır. Birbirini takip eden iki dönem üzerinde aynı egzersizi tekrar etmekte amaç zaman içinde getiri aralıklarının beta üzerindeki etkilerinin değişip değişmediğini kontrol etmektir.

Beta tahminleri için kullanılan veriler Uygulamalı Finansal Araştırma Merkezinin veri tabanından alınmıştır. Veri tabanında tutulan günlük fiyat ve getiri serileri sermaye artırımları ve temettü dağıtımları için düzeltilmiştir. Haftalık getiri serileri Cuma günü kapanış fiyatları kullanılarak,

aylık getiri serileri her ayın son çalışma gününe ait kapanış fiyatları kullanılarak elde edilmiştir. Piyasa göstergesi olarak İMKB100 endeks serisi kullanılmıştır. Tüm getiriler aşağıdaki basit getiri formülüne göre hesaplanmıştır:

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

Formülde P_{it} , i menkul kıymetinin t periyodundaki kapanış fiyatını göstermektedir. Beta katsayıları ise aşağıda tekrar verilen standart pazar modeli kullanılarak tahmin edilmiştir:

$$R_{it} = a_i + B_i R_{mt} + e_{it}$$

Bu modelde R_{mt} , İMKB100 endeksinin t periyodundaki getirisini göstermektedir.

Halen İMKB’de 300 civarında hisse işlem görmektedir. Yaklaşık 300 hisseden araştırmada incelenen sekiz yıl süresince devamlı işlem görmüş 100 hisseden oluşan bir veri dosyası oluşturulmuştur. Getiri aralığının beta tahminlerine etkisi (a) örnekleme dahil 100 hisse üzerinde, ve (b) örneklem içindeki büyük ve küçük ölçekli şirketlerden oluşan portföyler üzerinde incelenmiştir. Piyasa değerine göre “büyük” ve “küçük” şirket portföylerini (her dönem için) oluşturmak üzere örneklemedeki şirketler dönem başındaki piyasa değerlerine göre büyükten küçüğe doğru sıralanmıştır. Piyasa değerleri her iki dönemde de ABD doları cinsinden Finnet Mali Analiz programından elde edilmiştir. Ocak 1992 – Aralık 1995 dönemi için sıralama 31 Aralık 1991 değerlerine göre, Ocak 1996 – Aralık 1999 dönemi içinse sıralama 31 Aralık 1995 değerlerine göre yapılmıştır. Piyasa büyüklüklerine göre sıralı hisselerden ilk yüzde yirmiyeye girenler büyük şirketler portföyünü, son yüzde yirmiyeye girenler de küçük şirketler portföyünü oluşturmuştur. Dönemler itibariyle portföylerdeki menkul kıymetlerin İMKB kodları ve piyasa değerleri Tablo 1 de gösterilmiştir. Her iki inceleme döneminde de büyük şirket ve küçük şirket portföylerinin ortalama piyasa büyüklükleri arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır: 1996-1999 dönemi için $t=4,25$ ve 1992-1995 dönemi için $t=5,33$. 1996-1999 döneminde oluşturulan portföylerdeki ortalama şirket büyüklükleri (ABD doları cinsinden), 1992-1995 dönemine göre daha ufaktır. Bunun nedeni de İMKB endeksinin 31 Aralık 1995 tarihinde 0.65 ABD doları iken, 31 Aralık 1991 tarihinde 0.84 ABD doları olmasıdır.

Tablo 1. Büyük ve Küçük Piyasa Değerli Hisselerden Oluşan Portföyleri Oluşturan Hisse Senetleri ve İlgili Şirketlerin Piyasa Değerleri

	1992-1995 Dönemi		1996-1999 Dönemi	
	İMKB Kodu	31/12/1991 itibariyle piyasa değeri (ABD \$)	İMKB Kodu	31/12/1995 itibariyle piyasa değeri (ABD \$)
Büyük şirket portföyleri				
1	KCHOL	3.399.014.778	IHLAS	2.660.071.770
2	ARCLK	3.277.241.379	PETKM	1.515.620.670
3	TUPRS	2.504.007.882	KCHOL	850.703.220
4	EREGL	2.406.147.783	TUPRS	769.009.630
5	IKTFN	1.536.945.813	SABAH	645.361.060
6	AYGAZ	1.399.014.778	AKSA	536.884.790
7	ECILC	1.241.379.310	EREGL	516.288.850
8	AKSA	1.020.480.296	TOASO	461.530.940
9	TOASO	981.280.788	PTOFS	390.150.100
10	ECZYT	726.951.724	ARCLK	359.348.770
11	PTOFS	695.172.414	NETAS	350.673.070
12	PRKAB	620.689.655	TRKCM	296.174.100
13	TUDDF	615.763.547	TATKS	282.345.460
14	CUKEL	512.315.271	MIGRS	272.811.720
15	PETKM	502.463.054	SISE	266.129.950
16	ALCTL	423.645.320	BRISA	255.554.730
17	TRKCM	418.866.995	AYGAZ	242.010.400
18	ALARK	406.699.507	FROTO	215.120.350
19	SISE	378.578.276	ALARK	198.873.990
20	IZOCM	351.724.138	CMENT	142.566.130
	Ortalama	1.170.919.135	Ortalama	561.361.485
Küçük şirket portföyleri				
1	HEKTS	26.798.030	DUROF	8.800.380
2	YUNSA	25.615.764	EGPRO	8.800.380
3	CELHA	22.983.251	DITAS	7.529.210
4	ANACM	20.689.655	BURCE	6.512.280
5	PARSN	20.098.522	OZFIN	6.111.370
6	OLMKS	18.206.897	ABANA	5.544.240
7	MAALT	17.733.990	LUKSK	5.190.590
8	TIRE	17.336.453	AYCES	4.512.640
9	OKANT	15.945.517	DERIM	3.870.540
10	PIMAS	15.073.892	KOTKS	3.813.500
11	MAKTK	13.959.754	GLBYO	3.666.820
12	NTHOL	11.742.857	EVREN	3.544.600
13	EGEEN	11.724.138	BROVA	3.446.810
14	KLBMO	9.300.493	FACF	3.373.480
15	PKENT	8.852.808	ATLAS	3.177.910
16	EGGUB	6.916.256	DOGUB	2.740.340
17	PNSUT	5.985.222	GORBN	1.848.080
18	GENTS	4.413.793	MYZYO	1.189.680
19	USAK	4.285.714	ATSYO	1.173.380
20	PINSU	2.492.611	BUMYO	1.124.490
	Ortalama	14.007.781	Ortalama	4.298.536

4. BULGULAR

İlk aşamada, getiri aralığının beta tahminleri üzerindeki etkisi tüm örneklem üzerinde, ölçek etkisini kontrol etmeden, araştırılmıştır. Her iki alt dönem için ayrı ayrı, günlük, haftalık ve aylık getirilerle 100 hissenin betaları tahmin edilmiştir. Elde edilen beta tahminlerine ait istatistikler ve test bulguları Tablo 2 de verilmektedir. 1996-1999 döneminde ortalama beta, getiri aralığı uzadıkça artmaktadır (Panel A). Bu artışın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı test edildiğinde, günlük getiri betalarıyla aylık getiri betalarının arasındaki farkın ve haftalık getiri betalarıyla aylık getiri betalarının arasındaki farkın % 5 seviyesinde anlamlı olduğu görülmektedir (Panel C). Bu bulgu önemlidir zira, İMKB’de kullanılan getiri aralığına göre farklı beta tahminlerine ulaşılabileceğini göstermektedir. 1996-1999 dönemine ait diğer gözlemlerden biri de betanın standart hatasının getiri aralığı uzadıkça artmasıdır. Ancak bu istatistiksel olarak beklenen bir sonuçtur. Zira dört senelik tahmin dönemini sabit tutarken getiri aralığını uzatmak regresyona giren gözlem sayısını azaltmaktadır (Frankfurter, 1994). Öte yandan maksimum ve minimum beta arasındaki fark (aralık) getiri aralığı uzadıkça büyümektedir. Yine beta tahminlerinde kullanılan pazar modelinin R^2 değeri getiri aralığı uzadıkça artmaktadır.

Tablo 2, Panel B de ise 1992-1995 dönemine ait istatistikler bulunmaktadır. Bu dönemde de getiri aralığı uzadıkça ortalama beta değerinin, beta standart hatasının, maksimum ve minimum beta arasındaki farkın ve pazar modelinin R^2 değerinin arttığını gözlemlemekteyiz. Ortalama beta değerlerindeki artışın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı test edildiğinde de 1996-1999 dönemine benzer sonuçlar elde edilmiştir (Panel C). İki döneme ait sonuçların benzerliği, getiri aralığının beta tahminleri üzerindeki etkisinin İMKB’de zamanla bir değişim göstermediği yönündedir.

Şirketlerin piyasa değerlerindeki farkı (ölçek etkisi) gözeterek elde edilen bulgular aşağıda özetlenmiştir. 1996-1999 dönemine ait istatistikler Tablo 3.a da, test sonuçları Tablo 3.b de gösterilmektedir. Büyük şirketler portföyünde ortalama beta, getiri aralığı uzadıkça artmaktadır. Portföy ortalama betası günlük verilerle 0.876 iken aylık verilerle daha yüksektir, 0.977. Bu farklılaşmanın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı test edildiğinde, günlük – haftalık ve günlük – aylık getiri betalarının karşılaştırmalarında ortalama betalar arasındaki fark % 10 seviyesinde anlamlıdır (Tablo 3.b – Panel A). Bu bulgu yabancı çalışmalarda elde edilen sonuçlarla uyum içinde değildir. Cohen ve diğ. (1980) büyük (küçük) şirketlerin hisselerinin sık (seyrek) işlem göreceğini, bu şirketlerin betalarının gerçek beta değerlerine yukarıdan (alttan) ulaşacağını, bu anlamda betalarının olması gerekenden yüksek (düşük) olacağını ileri sürmüştür.

Tablo 2. Örneklem Dahil 100 Hisse İçin Değişen Getiri Aralıklarıyla Tahmin Edilmiş Beta Katsayılarına Ait Tanımsal İstatistikler ve t-test Sonuçları

	Getiri Aralığı		
	Günlük	Haftalık	Aylık
Panel A: 1996-1999 Dönemi			
Ortalama Beta	0,807	0,825	0,894
Standart hata	0,016	0,020	0,023
Maksimum Beta	1,196	1,197	1,486
Minimum Beta	0,454	0,004	0,258
Basıklık	-0,426	1,992	0,581
Çarpıklık	0,106	-0,618	-0,024
Ortalama R ²	0,350	0,353	0,509
Panel B: 1992-1995 Dönemi			
Ortalama Beta	0,953	0,941	1,048
Standart hata	0,019	0,022	0,032
Maksimum Beta	1,286	1,278	1,707
Minimum Beta	0,274	-0,099	0,202
Basıklık	1,317	4,706	-0,190
Çarpıklık	-0,990	-1,509	-0,444
Ortalama R ²	0,312	0,385	0,398
Panel C: t-test sonuçları			
	Günlük - Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
1996-1999 Dönemi			
Farklı getiri aralıklarında ortalamalar arasındaki fark:	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı
t-İstatistik (P değeri)	-1.342 (0.182)	-4.529 (0.000) ^a	-3.999 (0.000) ^b
1992-1999 Dönemi			
Farklı getiri aralıklarında ortalamalar arasındaki fark:	Anlamsız	Anlamlı	Anlamlı
t-İstatistik (P değeri)	0.659 (0.511)	-3.075 (0.002) ^c	-3.596 (0.000) ^d

^{a, c} Günlük getiri betalarıyla aylık getiri betalarının ortalamaları arasındaki fark sıfırdan hipotezi test edilmiştir. Uygulanan test eşleştirilmiş iki örneklem ortalamaları üzerinde t-testidir. T-test istatistiği ve parantez içinde p değeri, farkın % 5 seviyesinde sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

^{b, d} Haftalık getiri betalarıyla aylık getiri betalarına uygulanan eşleştirilmiş iki örneklem ortalamaları üzerinde t-testi, ortalama betaların arasındaki farkın % 5 seviyesinde sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

Küçük şirketler portföyünde de ortalama beta, getiri aralığı uzadıkça artmaktadır. Portföy ortalama betası günlük getirilerle çalışıldığında 0.698 iken aylık getirilerle çalışıldığında 0.693 e yükselmektedir. Çıplak gözle dahi ortalama betalar arasında önemli bir farklılaşma olmadığı görülmektedir.

Keza t-test sonuçları da ortalama betalar arasında istatiksels anlamlı bir fark bulmamaktadır (Tablo 3.b – Panel A). Bu bulgu da yukarıda bahsedilmiş olan çalışmalarla uyum içinde değildir. Yine kaynak çalışmalarda ortaya çıkan; küçük ve büyük şirket portföyleri karşılaştırıldığında, getiri aralığı uzadıkça ortalama betadaki değişimin küçük şirket portföyünde daha fazla olduğu bulgusu bu çalışmada gözlenmemektedir.

Öte yandan, Tablo 3.b – Panel C de gösterildiği gibi, büyük ve küçük şirketler portföyleri için günlük, haftalık ve aylık getirilerle hesaplanan beta değerleri birbirlerinden % 5 seviyesinde istatiksels olarak farklıdır. Bu sonuçlara göre, küçük ve büyük şirket portföylerinin “risk” seviyeleri çalışmada kullanılan üç getiri aralığında birbirinden farklıdır.

Tablo 3.a dan bir başka gözlem beta standart hatasının getiri aralığı uzadıkça artmasıdır. Bu her iki portföy için de geçerlidir. Yine Tablo 3.a daki bir başka ilginç istatistik de R^2 değeridir. Öncelikle, Dimson (1979) bulgularıyla uyum içinde, R^2 değerleri küçük şirketler portföyü (seyrek işlem gören hisseler) için daha düşüktür. Cohen ve diğ. (1980) çalışmasıyla uyumlu olarak, her iki portföyde de getiri aralığı uzadıkça R^2 değerleri artmaktadır ancak bu artış, beklenenin aksine, büyük şirket portföyünde daha kuvvetlidir.

Tablo 3a. Büyük ve Küçük Şirket Portföyleri İçin Değişen Getiri Aralıklarıyla Tahmin Edilmiş Beta Katsayılarına Ait Tanımsal İstatistikler ve t-test Sonuçları. Ocak 1996- Aralık 1999

	Getiri Aralığı		
	Günlük	Haftalık	Aylık
<i>Büyük şirketler portföyü (N= 20)</i>			
Ortalama Beta	0.876	0.949	0.977
Standart hata	0.050	0.037	0.047
Maksimum Beta	1093	1168	1384
Minimum Beta	0.037	0.641	0.570
Basıklık	5025	-0.998	-0.449
Çarpıklık	-1.908	-0.454	-0.144
Ortalama R^2	0.408	0.442	0.588
<i>Küçük şirketler portföyü (N= 20)</i>			
Ortalama Beta	0.698	0.688	0.693
Standart hata	0.026	0.031	0.045
Maksimum Beta	0.904	0.905	0.938
Minimum Beta	0.461	0.390	0.257
Basıklık	-0.621	-0.260	-0.091
Çarpıklık	-0.353	-0.387	-0.888
Ortalama R^2	0.262	0.250	0.359

Tablo 3b. Büyük ve Küçük Şirket Portföyleri için değişen getiri aralıklarıyla tahmin edilmiş beta katsayılarına uygulanan t-testleri sonuçları. Ocak 1996 – Aralık 1999.

Panel A: t-Test: Paired Two Sample for Means			
	Günlük-Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
Büyük şirketler portföyü			
Farklı getiri aralıklarında ortalamalar arasındaki fark:	Anlamlı (% 10)	Anlamlı (% 10)	Anlamsız
t-İstatistik (P değeri)	-1.985 (0.061) _a	-1.937 (0.067)	-0.806 (0.430)
Küçük şirketler portföyü			
Farklı getiri aralıklarında ortalamalar arasındaki fark:	Anlamsız	Anlamsız	Anlamsız
t-İstatistik (P değeri)	0.764 (0.454) ^a	0.126 (0.900)	-0.134 (0.894)
Panel B: t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances			
	Günlük-Günlük	Haftalık-Haftalık	Aylık - Aylık
Farklı piyasa değerlerinde ortalamalar arasındaki fark:	Anlamlı	Anlamlı	Anlamlı
t-İstatistik (P değeri)	3.1 (0.004) ^b	5.342 (0.000)	4.293 (0.000)

^a Uygulanan t-testi: Eşleştirilmiş iki örneklemin ortalamaları için t-testi.

^b Uygulanan t-testi: İki örneklemin ortalamaları için t-testi (varyanslar farklı). Varyansların eşit olduğu varsayımı sonuçları değiştirmemektedir.

1992-1995 dönemine ait istatistikler Tablo 4.a da, test sonuçları da Tablo 4.b de gösterilmektedir. Bu döneme ait bulgular 1996-1999 dönemine göre farklılıklar göstermektedir. Getiri aralığı uzadıkça portföy betalarında beklenen büyüme günlük getiriden aylığa ve haftalık getiriden aylığa geçince gözlenmekte ancak bu, küçük şirketler portföyünde çok daha belirginleşmektedir. Günlük ve haftalık getirilerle elde edilen beta ortalamaları hemen hemen aynıdır. Nitekim, büyük şirketler portföyünde, getiri aralığı uzadıkça beta değerlerindeki artış istatistiksel anlamlı bulunmamıştır (Tablo 4.b). Küçük şirketlerde ise beta değerindeki değişme günlük – aylık ve haftalık – aylık getiri betaları karşılaştırıldığında % 5 seviyesinde anlamlı çıkmaktadır (Tablo 4.b). Bu bulgular dış piyasalarda yapılmış olan çalışmalarla kısmen uyum içindedir.

Tablo 4.a da ortalama betadaki değişimin küçük şirket portföyünde daha fazla olduğu; yine bu portföyde getiri aralığı uzadıkça beta aralığının daha fazla arttığı görülmektedir. R² değerleri küçük şirketler portföyü için

daha düşüktür ancak fark daha az belirgindir. Buna karşılık her iki portföyde de getiri aralığı uzadıkça R^2 değerleri artmaktadır ve bu artış küçük şirket portföyünde daha kuvvetlidir. Bu bulgular da dış piyasalarda yapılan çalışmalardan çıkan genel sonuçlarla uyumludur.

Tablo 4a. Büyük ve Küçük Şirket Portföyleri İçin Değişen Getiri Aralıklarıyla Tahmin Edilmiş Beta Katsayılarına Ait Tanımsal İstatistikler ve t-test Sonuçları. Ocak 1992- Aralık 1995

	Getiri Aralığı		
	Günlük	Haftalık	Aylık
<i>Büyük şirketler portföyü (N= 20)</i>			
Ortalama Beta	1,039	1,030	1,091
Standart hata	0,041	0,077	0,183
Maksimum Beta	1,285	1,278	1,551
Minimum Beta	0,770	0,734	0,387
Basıklık	-0,540	-1,022	-0,059
Çarpıklık	-0,264	-0,270	-0,481
Ortalama R^2	0,392	0,472	0,439
<i>Küçük şirketler portföyü(N= 20)</i>			
Ortalama Beta	0,963	0,961	1,170
Standart hata	0,053	0,098	0,215
Maksimum Beta	1,113	1,251	1,707
Minimum Beta	0,689	0,740	0,484
Basıklık	-0,288	-1,150	0,355
Çarpıklık	-0,821	0,260	-0,409
Ortalama R^2	0,253	0,329	0,390

1992-1995 döneminde, büyük ve küçük şirketler portföyleri için sadece günlük getirilerle hesaplanan beta değerleri birbirlerinden % 5 seviyesinde istatistiksel olarak farklıdır (Tablo 4.b). Bu bulgu da geçmişte küçük ve büyük şirket portföylerinin “beta risklerinin” karşılaştırıldığı bir çalışmada, kullanılan getiri aralığına göre farklı sonuçlara ulaşılmış olabileceğini göstermektedir.

5. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, 1992-1995 ve 1996-1999 dönemlerinde getiri aralığının İMKB’de beta tahminlerini ne yönde etkilediği incelenmiştir. İMKB’de, incelenen dönemde devamlı işlem görmüş 100 hisseden oluşan bir örnekleme çalışılmıştır. İnceleme, tüm örnekleme hisseleri, ve örnekleme

içerisinde piyasa değeri en büyük ve en küçük şirketlerden oluşturulan portföyler üzerinde gerçekleştirilmiştir. Özellikle, büyük ve küçük şirketlerin betaları üzerindeki getiri aralığı etkisinin, yabancı piyasalarda yapılmış çalışmaların bulgularıyla ne derece uyum içinde olduğu incelenmeye çalışılmıştır. Elde edilen bulguların bir kısmı yabancı piyasalarda yapılan çalışmalarda elde edilenlerle uyumlu gözükürken, önemli bir farklılık da gözlenmiştir. “Getiri aralığı uzadıkça küçük (büyük) şirketlerin beta değerleri artar (azalır)” şeklindeki beklenti, diğer bir deyimle beta tahminleri üzerindeki “piyasa değeri” etkisi İMKB’de net olarak görülmemektedir. Sadece küçük şirketler portföyünde değil büyük şirketler portföyünde de getiri aralığı uzadıkça ortalama beta değerlerinin arttığı görülmektedir. Ancak, bu bulguları ihtiyatla karşılıyoruz. Her çalışmada olduğu gibi bu çalışmada da elde edilen bulgular kullanılan örnekleme ve yöntemle bağlıdır.

Tablo 4b. Büyük ve Küçük Şirket Portföyleri İçin Değişen Getiri Aralıklarıyla Tahmin Edilmiş Beta Katsayılarına Uygulanan t-testleri Sonuçları. Ocak 1992-Aralık 1995

Panel A: t-Test: Paired Two Sample for Means			
	Günlük - Haftalık	Günlük - Aylık	Haftalık - Aylık
<i>Büyük şirketler portföyü</i>			
Farklı getiri aralıklarında ortalamalar arasındaki fark:	Anlamsız	Anlamsız	Anlamsız
t-İstatistik (P değeri)	0.441 (0.663) a	-0.912 (0.373)	-1.187 (0.249)
<i>Küçük şirketler portföyü</i>			
Farklı getiri aralıklarında ortalamalar arasındaki fark:	Anlamsız	Anlamlı	Anlamsız
t-İstatistik (P değeri)	0.101 (0.920) a	-2.849 (0.010)	-2.583 (0.018)
Panel B: t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances			
	Günlük - Günlük	Haftalık - Haftalık	Aylık - Aylık
Farklı piyasa değerlerinde ortalamalar arasındaki fark:	Anlamlı (%10)	Anlamsız	Anlamsız
t-İstatistik (P değeri)	1.83 (0.070) b	1.4 (0.17)	-0.808 (0.423)

^a Uygulanan t-testi: Eşleştirilmiş iki örneklemin ortalamaları için t-testi.

^b Uygulanan t-testi: İki örneklemin ortalamaları için t-testi (varyanslar farklı). Varyansların eşit olduğu varsayımı sonuçları değiştirmemektedir.

İMKB’de daha gerçekçi beta tahminleri yapabilmek için getiri aralığı etkisinin yanısıra tahmin periyodu etkisini, değişik tahmin yöntemlerini ve betanın rassal karakteristiklerinin konu alan araştırmaların yapılması gerektiği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Blume, M. (1971), On the Assessment of Risk, *Journal of Finance*, 26, 1-10.
- Blume, M. (1975), Betas and Their Regression Tendencies, *Journal of Finance*, 30, 785-95.
- Bos T., Newbold, P. 1984. An emprical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model. *Journal of Business* 57, 35-41.
- Brailsford, T.J., Josev, T. 1997. The impact of the return interval on the estimation of systematic risk. *Pacific-Basin Finance Journal* 5, 357-376.
- Brooks, R.D., Faff, R.W., ve Lee, J.H.H. 1992. The form of time variation of systematic risk: Some Australian evidence. *Applied Financial Economics* 2, 191-198.
- Chan, L., ve Lakonishok, J. 1992. Robust measurement of beta risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, 265-82.
- Cohen, K., Hawawini, G., Mayer, S., Schwartz, R., ve Whitcomb, D. 1983. Estimating and adjusting for the undervaluing effect bias in beta. *Management Science* 29, 135-148.
- Collins, D.W., Ledolter, J., ve Rayburn, J. 1987. Some further evidence on the stochastic properties of systematic risk. *Journal of Business* 60, 425-448.
- Dimson, E. 1979. Risk management when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics* 7, 197-226.
- Fama, E., ve French, K. 1992. The cross-section of expected returns. *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Frankfurter, G. L., ve Brockman, P. 1994. Compounding period length and the market model. *Journal of Economics and Business* 46, 179-93.
- Handa, P., Kothari, S.P., ve Wasley, C. 1989. The relation between the return interval and betas: Implications for the size effect. *Journal of Financial Economics* 23, 79-100.
- Handa, P., Kothari, S.P., ve Wasley, C. 1993. Sensitivity of multivariate tests of the capital asset pricing model to the return interval measurement. *Journal of Finance* 48, 1543-1551.
- Kim, D. 1993. The extent of non-stationarity of beta. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 3, 241-54.
- Lewis, K. 1991. Should the holding period matter for the intertemporal consumption-based CAPM? *Journal of Monetary Economics* 28, 365-389.
- Roll, R. 1981. A possible explanation of the small firm effect. *Journal of Finance* 36, 879-888.

- Scholes, M., ve Williams, J. 1977. Estimating betas from non-synchronous data. *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- Shalit, H., ve Yitzaki, S. 2001. Estimating Beta. *Working Paper, Department of Economics and Finance, Ben Gurion University.*
- Turtle, H.J. 1994. Temporal dependence in asset pricing models. *Economics Letters* 45, 361-366.
- Vasicek, O. 1973. A note on using cross-sectional information in Bayesian estimation of security betas. *Journal of Finance* 28, 1233-1239.