

GETİRİ ARALIĞININ SİSTEMATİK RİSKİN ÖLÇÜSÜ OLAN BETA ÜZERİNE ETKİLERİ: İMKB'DE BİR UYGULAMA

*Sinem DERİNDERE**

*H. Işın DİZDARLAR***

ÖZET

Getiri aralığının beta tahminleri üzerine etkisine ilişkin çalışmalar yapılmış olmasına rağmen farklı kapanış fiyatlarıyla hesaplanan getirilerin beta tahminleri üzerine etkilerini incelemiş çalışmalara rastlanmamıştır. Bu çalışmanın amacı, beta katsayısının aynı dönemde farklı getiri aralıklarına ya da farklı kapanış fiyatlarıyla hesaplanan getiri aralığına göre değişip değişmediğini test etmektir. Bu amaç doğrultusunda, Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'ne göre, 2002:01–2006:12 dönemi İMKB100 endeksi tarihi verilerine dayanarak hesaplanan beta katsayıları, geleceğe yönelik tahminlerde kullanılabilmesi için, aynı dönemde farklı getiri aralığı (haftalık, aylık) ve farklı kapanış değerlerine göre hesaplanmış ve farklılık gösterip göstermediği İMKB100 endeksi kapsamındaki hisse senetlerinden yararlanılarak test edilmiştir. Çalışmanın sonucunda, getiri aralıkları değiştikçe betaların anlamlı bir şekilde farklılaştığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Getiri Aralığı, Beta, Finansal Varlık Fiyatlama Modeli

ABSTRACT

Although most of the studies examine the effect of return interval on beta estimates, no study examines the impact of calculated returns for different closing prices on beta estimates. This study aims to test whether beta coefficients change, depending on the return intervals. Beta coefficients were estimated according to capital asset pricing model based on historical data of the ISE 100 index, for the period 2002:01–2006:12. Beta coefficients were estimated using weekly and monthly data. Monthly returns were calculated using the 1st, 2nd and 3rd weekend closing prices for each month. Beta coefficients were found to be statistically different. As a result, beta coefficients differ when return intervals change.

* Araştırma Görevlisi, İstanbul Üniversitesi, Ulaştırma ve Lojistik YO.

** Araştırma Görevlisi, Doktor, Niğde Üniversitesi, İİBF.

Keywords: *Return Interval, Beta, Capital Asset Pricing Model*

1.GİRİŞ

Hisse senedi piyasalarında beklenen getirinin tahmin edilmesi ve bu getiriye ait riskin hesaplanması finans literatüründe sıkça tartışılan bir konu olduğu gibi, en iyi yatırım aracına sahip olmak isteyen yatırımcılar açısından da ilgiyle izlenen bir konudur. Finans teorisyenleri hisse senedinin piyasaya göre gelecekte beklenen getirisinin ne olacağını ve hisse senedinin nasıl bir performans sergileyeceğini öngörmek amacıyla bugüne dek bir çok model geliştirmiştir. Bu modellerden en çok bilineni, Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli (FVFM) (Capital Asset Pricing Model, CAPM) dir. FVFM, 1964 yılında W. Sharpe tarafından belirli varsayımlara dayanılarak ortaya konmuştur. Daha sonra bu model hem Sharpe (1967)'ın kendisi tarafından hem de Lintner (1965, 1969), Mossin (1966) ve Black (1972) tarafından geliştirilmiştir. Bu modele göre finansal varlıkların beklenen getirileri ile riskleri arasında doğrusal ilişki vardır. Bu modelde sistematik risk beta katsayısı ile ölçülür ve beta katsayısı pazar tarafından değerlendirilir. Sistematik olmayan risk ise portföy oluştururken çeşitlendirme yapılarak ortadan kaldırılabilir.

Herhangi bir hisse senedi için sistematik risk göstergesi olan beta katsayısı, hisse senedinin getirisinin piyasaya göre ne denli duyarlılık göstereceğini açıklar¹. Bugüne dek FVFM ve beta katsayısı hesaplama yöntemlerinin geçerliliği ve uygulanabilirliği üzerine bir çok araştırma yapılmıştır. FVFM'nin finansal varlıkların beklenen getirilerini açıklamak için ortaya koyduğu yapı oldukça basittir. Ancak çeşitli varsayımlara dayanılarak önerilen bu modelin piyasadaki getirileri açıklamada ne derece başarılı olduğu her zaman tartışma konusu olmuştur. Bu tartışmaların odağında yer alan konu ise beta katsayısının hesaplanma şeklidir. Beta katsayısının hesaplanmasındaki en önemli sorun, beta katsayısını hesaplamak için kullanılan gün, ay, yıl sayısı

¹ Alan R. Palmiter, *Law and Valuation*, 2003.
<http://www.wfu.edu/~palmiter/Law&Valuation/chapter%202/2-5-1.htm>

değiřtiđinde hisse senetlerinin betalarının da deđiřmesi gerçeđidir. Dolayısı ile bu durumda temel sorunun, hiç kimsenin, hisse senetlerinin gerçek betalarının olması gereken katsayılarını savunamamasından kaynaklandığını söyleyebiliriz.

2. GETİRİ ARALIđININ, SİSTEMATİK RİSKİN ÖLÇÜSÜ OLAN BETA ÜZERİNE ETKİLERİ KONUSUNDA YAPILMIř ÖNCEKİ ÇALIřMALAR

Finans literatüründe betanın tahminine iliřkin çalıřmalar genelde, betanın durađanlıđı ve betanın deđiřkenliđi olmak üzere iki řekilde yapılır. Beta durađanlıđı, (*stationary of beta*) betanın zaman içinde deđiřip deđiřmediđini gösterir. Diđer bir deđiřle betanın hesaplandığı dönem deđiřtiđinde beta deđiřir mi deđiřmez mi sorusuyla ilgilenilir. Beta deđiřkenliđi (*stability of beta*) ise getiri aralıđı deđiřtiđinde betanın aynı kalıp kalmadığını gösterir. Burada, betanın hesaplandığı getiri aralıđı; günlük, haftalık, aylık veya yıllık olarak deđiřtiđinde hesaplanan betalarda bir farklılařma olup olmadığını arařtırılmaktadır².

Finans literatüründe ilk çalıřmaların betaların durađanlıđı üzerine yođunlařtıđı ve betanın zaman içinde durađan olmadığını yönünde bulgular elde edildiđi görölmektedir³. Daha sonraları betanın durađanlıđına iliřkin çalıřmaların yanı sıra betanın deđiřkenliđine iliřkin çalıřmalar da yapılmıřtır. Bu çalıřmalarda da genelde betanın deđiřken olduđu yönünde bulgular elde edilmiřtir. Betanın deđiřkenliđine iliřkin ilk çalıřmalardan biri Levhari ve Levy tarafından yapılmıřtır.

² Arthur E. GOODİNG, Terence P. O'MALLEY, "Market Phase and the Stationarity of Beta" *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol:12, No:5, December 1977, s. 834.

³ Michael THEOBALD, "Beta Stationarity and Estimation Period: Some Analytical" Results, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol:16, No:5, 1981, 747-757.

D.Levhari ve H.Levy (1977) tarafından yapılan çalışmada NYSE’de işlem gören 101 adet hisse senedinin 1948–1968 yılları arasında getirileri aylık, iki aylık ve yıllık dönemler esas alınarak hesaplanmıştır. Yapılan çalışmada getiri aralığının analizlerin sonuçları üzerinde etkisi olduğu ortaya konulmuştur. Aylık, iki aylık ve yıllık getiri aralıklarına göre betalar hesaplandığında, bu getiri aralıklarından birinin diğerlerine göre daha doğru betayı verdiğini diğer bir ifade ile olması gereken betayı hesapladığını, olması gerekenden farklı ya da diğer bir ifade ile yanlış bir getiri aralığında betalar hesaplandığında ise regresyon katsayılarında sistematik hatanın ortaya çıktığı sonucuna varılmıştır. Bu durumun doğru beta tahminlerini etkilediği gibi hisse senetlerinin aynı getiri düzeyinde daha düşük riskli olması ya da aynı risk düzeyinde daha yüksek getirili olması gibi hisse senedi performans ölçümlerinde sistematik hatanın ortaya çıkmasına neden olduğu öne sürülmüştür. Bu nedenle de teorik modellerle ampirik sonuçlar arasında farklılıkların ortaya çıktığını savunulmuştur.

Aynı çalışmanın sonuçlarına risk-getiri ilişkisi açısından bakıldığında, belirli bir getiri aralığında bir hisse senedinin diğerine göre daha iyi bir performans göstermesine rağmen, farklı bir getiri aralığında tam tersi bir ilişki çıkabilmiştir. Ayrıca getiri aralığının hisse senedi özelliklerine göre etkileri farklı olabilmektedir. Betası birden düşük hisse senetleri ile betası birden büyük hisse senetlerinin, getiri aralığının değişmesi karşısında betalarının değişkenliği farklı yönde olmuştur. Betası birden düşük olan ve ekonomik durgunluk dönemlerinden ve borsanın sarsıldığı dönemlerden daha az etkilenen savunmacı hisse senetlerinin betalarının, getiri aralığı değişimine verdikleri cevap ters yönde bulunmuştur. Diğer bir değişle, getiri aralığı arttıkça savunmacı hisse senetlerinin betaları düşmüştür. Betası birden büyük olan ve ekonomik durgunluk dönemlerinden etkilenen agresif hisse senetlerinin ise betaları ile getiri aralığının değişimi arasında aynı yönü ilişki bulunmuştur. Diğer bir ifade ile getiri aralığı arttıkça agresif hisse senetlerinin de betaları artmıştır.

Cohen ve diğerleri (1980) çalışmalarında, getiri aralığı uzadıkça göreceli olarak diğerlerine göre daha seyrek işlem gören hisse senetlerinin betalarının büyüdüğünü göstermişlerdir. Bu çalışmanın ileri sürdüğü bir başka nokta, getiri aralığı uzadıkça hisse senetlerinin getirileriyle piyasa getirisi arasındaki korelasyonun azaldığıdır. Cohen ve diğerleri, ayrıca büyük şirketlerin hisselerinin sık işlem göreceğini, bu şirketlerin betalarının, gerçek beta değerlerine, daha yüksek değerlerde ulaşacağını, bu anlamda betalarının olması gerekenden yüksek olacağını ileri sürmüşlerdir. Küçük şirket hisse senetleri için ise durumun tam tersi olduğunu savunmuşlardır. Yine Cohen ve diğerlerinin 1983'de yaptıkları bir başka çalışmada aynı tahmin döneminde değişik getiri aralıkları kullanılarak farklı beta tahminleri elde etmişlerdir.

Handa ve diğerleri (1993) tarafından çok değişkenli testler kullanarak Standart CAPM'in geçerliliğinin sınındığı bu çalışmada getiri aralığı değiştiğinde CAPM'in geçerliliği konusunda farklı sonuçlar ortaya çıktığı görülmüştür. Aylık getirilerle yapılan testlerde standart CAPM geçersiz çıkarken, yıllık getirilerle yapılan testlerde standart CAPM'in geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, Handa ve diğerleri, Fama ve French'in (1992) CAPM'i test ederek beta katsayısının finansal varlıkların getirisini açıklamakta istatistiksel olarak yetersiz kaldığını söyledikleri çalışmalarının sonucunun, doğru getiri aralığı alınmadığından kaynaklandığını öne sürmüşlerdir.

Daves ve diğerleri (2000) tarafından yapılan çalışmada, finans yöneticilerinin hangi getiri aralığını esas alması gerektiği ve analiz döneminin kaç yıl olması gerektiği araştırılmıştır. Çalışmada, getiri aralığına bağlı olarak hesaplanan betaların standart hatalarının değiştiği, standart hatanın yüksek olmasının özsermaye maliyetiyle ilgili belirsizlikleri arttırdığı, bunun da sermaye bütçelemesi kararlarında istenmeyen sonuçlara neden olduğu görülmüştür. Dört farklı getiri aralığı (günlük, haftalık, iki haftalık, aylık) ve sekiz farklı hesaplama dönemi (1989, 1988-1989, 1987-1989, 1986-1989, 1985-1989, 1984-1989, 1983-1989, 1982-1989) alınan çalışmada aynı hesap dönemindeki gözlem sayısı arttıkça (yani getiri aralığı daraldıkça) veya aynı getiri aralığında

hesap dönemi kısaltıkça standart hatanın azaldığı gözlemlenmiştir. Sonular en uygun getiri aralığının günlük ve en uygun hesap döneminin 3 yıl olduğunu göstermiştir.

A. Odabaşı (2004) yaptığı alıřmada İMKB’de iřlem gören 100 hisse senedi için 1992-1999 döneminde hem beta deėiřkenliėini hem de beta duraėanlıėını incelemiřtir. Sekiz yıllık toplam süre içinde her bir hisse senedinin Ocak 1992-Aralık 1995 ve Ocak 1996-Aralık 1999 dönemlerinde günlük, haftalık, aylık olmak üzere üç ayrı getiri aralıėı kullanarak 6 beta hesaplamıřtır. Odabaşı (2004), getiri aralıėının beta tahminlerine etkisini hem örnekleme dahil 100 hisse üzerinde hem de örnekleme içindeki büyük ve küçük ölekli řirketlerden oluřan portföyler üzerinde incelemiřtir. řirketlerin büyüklük göstergesi olarak piyasa deėerleri dikkate almıřtır. İlk ařamada, getiri aralıėının beta tahminleri üzerindeki etkisini tüm örnekleme üzerinde, ölek etkisini kontrol etmeden, arařtırmıřtır. Sonuta her iki alt dönem için ayrı ayrı, günlük, haftalık ve aylık getirilerin birbirinden farklılařtıėını bulmuřtur. Ölek etkisi kontrol edilerek sonulara bakıldıėında büyük řirketler portföyünde de küçük řirketler portföyünde de ortalama beta, getiri aralıėı uzadııkça artmaktadır. Ayrıca betanın iki ayrı dönemde de deėiřtiėi diėer bir ifade ile duraėan olmadıėını ortaya koymuřtur.

3. FARKLI GETİRİ ARALIKLARININ BETA ÜZERİNE ETKİLERİNİN İNCELENMESİ

3.1. alıřmanın Amacı ve Konusu

Bu alıřmanın amacı, beta katsayısının aynı dönemde farklı getiri aralıklarına göre ya da farklı kapanıř fiyatlarıyla hesaplanan getiri aralıėına göre deėiřip deėiřmediėini test etmektir. Bu amaca yönelik olarak, Finansal Varlık Fiyatlama Modeli’ne göre tarihi verilere dayanarak oluřturulan beta katsayıları, geleceėe yönelik tahminlerde kullanılabilmesi için, aynı dönemde farklı getiri aralıėı (haftalık, aylık) ve farklı kapanıř deėerlerine göre hesaplanmış ve aynı getiri aralıkları (1. 2. ve 3. hafta sonu kapanıř deėerlerinden hesaplanmış aylık getiriler)

alındığında farklılık gösterip göstermediği İMKB 100 endeksi kapsamındaki hisse senetlerinden yararlanarak test edilmiştir.

Getiri aralığının beta tahminleri üzerine etkisi konusunda yapılan çalışmalarda beta katsayısının farklı getiri aralıklarında farklılık gösterdiği ortaya konmuştur. Ancak, getiri aralığının beta üzerine etkilerini inceleyen çalışmalarda, farklı kapanış fiyatlarıyla hesaplanan getirilerin beta tahminleri üzerine etkileri incelenmemiştir. Bu açıdan bu çalışma finans literatüründeki bu boşluğu da doldurmak amacıyla.

3.2.Çalışmanın Verileri ve Kısıtları

Bu çalışmada getiri aralığı faktörü İstanbul Menkul Kıymetler Borsası için 2002:01–2006:12 periyodu için ele alınmıştır. 2006 Aralık ayı itibariyle İMKB 100 içerisinde yer alan 100 hisse senedi ile çalışmaya başlanmış fakat tüm hisse senetleri ele alınan döneme uymadığından ve çalışmada varsayımları sağlanmayan bazı hisse senetlerinin atılmasından dolayı incelenen firma sayısı 100'den 64'e inmiştir. Getiri aralığının ve farklı kapanış fiyatlarından hesaplanmış aynı getiri aralığının beta tahminlerine etkisi örnekleme dahil 64 hisse üzerinde incelenmiştir. Analize dahil edilen hisse senetlerinin ait olduğu firmalar tablo 1.'deki gibidir.

3.3. Çalışmanın Yöntemi

3.3.1. Beta Katsayıları Tahminleri

Haftalık getiri serileri; cuma günü kapanış fiyatları kullanılarak, aylık getiri serileri ise; birinci, ikinci, üçüncü hafta sonu kapanış fiyatları ve 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:

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

Formülde R_{it} , her bir hisse senedinin getirisini, P_{it} , i menkul kıymetinin t periyodundaki kapanış fiyatını, $P_{i,t-1}$, i menkul kıymetinin $t-1$ periyodundaki kapanış fiyatını göstermektedir.

Tablo 1. IMKB 100 Analize Dahil Edilen Firmalar

1	ADNC	Adana Cimento C	33	GSDHO	GSD Holding As
2	AKBNK	Akbank	34	GLYHO	Global Yatırım Ortaklığı
3	AKCNS	Akçansa	35	GRGYO	Garanti GMYO
4	ALARK	Alarko Holding	36	HURGZ	Hürriyet Gazetecilik
5	AKGRT	Aksigorta	37	ISCTR	İş Bankası C
6	ANSGR	Anadolu Sigorta	38	IZMDC	İzmir Demircelik
7	ARCLK	Arçelik	39	ISGYO	İş Gayrimenkul Y.O.
8	ASELS	Aselsan	40	KARTN	Karton San
9	AYGAZ	Avgaz	41	KCHOL	Koc Holding
10	BOSSA	BOSSA Tic. Ve San.	42	KRDMD	Kardemir D
11	BEKO	Beko	43	MAMAR	Marmaris Martı
12	BOYNR	Boyner Mağazacılık	44	MIGRS	Migros
13	CLEBİ	Çelebi Hava Servisi	45	NTTUR	Net Turizm
14	CIMSA	Cimsa	46	NETAS	Netaş Telekom
15	DMSAS	Demisaş Döküm	47	OTKAR	Otokar
16	DEVA	Deva Holding	48	PRKTE	Park Elektrik Maden
17	DGZTE	Doğan Gazetecilik	49	PETKM	Petkim
18	DYHOL	Doğan Yayın Holding	50	PTOFS	Petrol Ofisi
19	DOHOL	Doğan Holding	51	PINSU	Pınar Su
20	DKTAS	Döktas	52	SAHOL	Sabancı Holding
21	ECILC	Eczacıbaşı İlaç	53	SARKY	Sarkuysan
22	ECZYT	Eczacıbaşı Yatırım	54	SISE	Sise Cam
23	EREGL	Ereğli Demircelik	55	SKBNK	Sekerbank
24	ECYAP	Eczacı Yapı	56	TATKS	Tat Konserve
25	EGIYM	Egs Egeser Giyim	57	TEKST	Tekstil Bank
26	ENKAI	Enka İnşaat	58	TRKYC	Trakya Cam
27	FINBN	Finansbank	59	THYAO	Türk Hava Yolları A.Ş.
28	FROTO	Fordotosan	60	TOASO	Tofaş Otomobil Fab.
29	FORTS	Fortis Bank	61	TSKB	T.Sınai Kalkınma B.
30	GARAN	Garanti Bankası	62	UCAK	Usas
31	GOLDS	Goldaş Kuyumculuk	63	UZEL	Uzel Makina
32	GOODY	Goodyear	64	VESTL	Vestel

Beta katsayıları ise aşağıda tekrar verilen standart pazar modeli kullanılarak tahmin edilmiştir:

$$R_{it} = a_i + B_i R_{mt} + e_{it} \quad (2)$$

Bu modelde R_{mt} , İMKB100 endeksinin t periyodundaki getirisini, R_{it} her bir hisse senedinin getirisini, a_i regresyon sabit katsayısını, B_i , i hisse senedinin getirilerinin piyasa endeksinin getirilerine olan duyarlılığını gösteren beta katsayısını göstermektedir. e_{it} hata terimini, t ise getirilerin ölçüldüğü zaman aralığını göstermektedir, $t = 1, 2, 3, \dots, T$. Denklem (2)'de gösterilen modele göre betalar tahmin edilmiştir. Tahmin edilen betalara ait tanımsal istatistikler aşağıdaki gibidir.

Tablo 2. 64 hisse için farklı getiri aralıkları ve farklı kapanış fiyatlarından hesaplanan aynı getiri aralıklarından tahmin edilmiş beta katsayılarına ait tanımsal istatistikler.

Getiri Aralıkları	Getiri aralığı ve aynı getiri aralığında farklı dönemler (2002:03-200612 Dönemi)				
	Ay sonu Aylık (4)	1.hafta sonu aylık (1)	2.hafta sonu aylık (2)	3.hafta sonu aylık (3)	Haftalık (0)
Ortalama Beta	0,995763	0,9403888	0,9952941	1,023347	0,860947
Standart hata	0.27405	0.22177	0.25028	0.22177	0.17318
Ortalamanın standart hatası	0.075	0.049	0.063	0.068	0.030
Maks. Beta	1.56850426	1.53843765	1.69971499	1.65962520	1.30469246
Min. Beta	0.17313997	0.45433105	0.42448099	0.33344857	0.54763110

Hesaplanan betaların ortalama deęerlerinin aylık getirilerden hesaplanan betalar arasında çok büyük farklılıklar yokken, haftalık getirilerden hesaplanan betaların daha düşük çıktığı görölmektedir.

Ayrıca, getiri aralığı uzadıkça standart hatanın arttığını da söylemek mümkündür. Bu açıdan bakıldığında bu sonuç Odabaşı (2000) çalışmasıyla uyumlu bir sonuçtur.

3.3.2. Bağımsız İki Örnek t Testleri

Birinci hafta, ikinci hafta, üçüncü hafta, ay sonu ve haftalık fiyatlarla hesaplanan aylık getirilerden elde edilen betalar arasında farklılık olup olmadığını test etmek için bağımsız iki örnek t testleri (independent-samples t-Test) yapılmıştır. A.Odabaşı (2004) çalışmasında farklı getiri aralıklarının beta tahminlerinde farklılık yaratıp yaratmadığını t testleri kullanarak test etmiştir.

Bağımsız iki örnek t testi iki farklı örneklem grubunun ortalamalarını karşılaştırır. Hipotezleri aşağıdaki gibi kurulur (Kalaycı, 2006: 74):

$H_0: \mu_1 = \mu_2$ iki ortalama arasında fark yoktur.

$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ iki ortalama arasında fark vardır.

Böylece her bir getiri aralığı için hesaplanan betaların ortalamaların farklılığı ikişer ikişer test edilmiştir. T test analiz sonuçları Tablo 3.'deki gibidir.

Tablo 3: Bağımsız iki örnek t testleri

		Levene Testi (Eşit Varyanslılık)		t-testi (Ortalamaların eşitliği)					
		F testi	Anlamlılık	T testi	Amlamlılık Düzeyi (ikiyönlü- 2-tailed)	Ortalama Fark	Standart Hata	95% Güven Aralığına Göre	
								En düşük	En yüksek
biriki	EVV	0,456	0,501	- 1,314	0,191	-0,05491	0,04180	-0,13763	0,02782
	EVVyok			- 1,314	0,191	-0,05491	0,04180	-0,13764	0,02783
birüç	EVV	1,152	0,285	- 1,937	0,055	-0,08296	0,04283	-0,16771	0,00180
	EVVyok			- 1,937	0,055	-0,08296	0,04283	-0,16773	0,00182
birdört	EVV	2,397	0,124	- 1,257	0,211	-0,05537	0,04407	-0,14258	0,03183
	EVVyok			- 1,257	0,211	-0,05537	0,04407	-0,14262	0,03187
birtüm	EVV	1,865	0,175	2,259	0,026*	0,07944	0,03517	0,00984	0,14905
	EVVyok			2,259	0,026*	0,07944	0,03517	0,00980	0,14909
ikiüç	EVV	0,145	0,704	-0,620	0,536	-0,02805	0,04522	-0,11753	0,06143
	EVVyok			-0,620	0,536	-0,02805	0,04522	-0,11754	0,06143
ikidört	EVV	0,696	0,406	-0,010	0,992	-0,00047	0,04639	-0,09228	0,09134
	EVVyok			-0,010	0,992	-0,00047	0,04639	-0,09228	0,09135
ikitüm	EVV	3,980	0,048	3,531	0,001*	0,13435	0,03804	0,05906	0,20964

	EVVyok			3,531	0,001*	0,13435	0,03804	0,05897	0,20973
üçdört	EVV	0,205	0,651	,583	0,561	0,02758	0,04732	-0,06606	0,12123
	EVVyok			,583	0,561	0,02758	0,04732	-0,06606	0,12123
üçtüm	EVV	5,851	0,017	4,146	0,000*	0,16240	0,03917	0,08488	0,23992
	EVVyok			4,146	0,000*	0,16240	0,03917	0,08477	0,24003
dörtüm	EVV	8,562	0,004	3,327	0,001*	0,13482	0,04052	0,05462	0,21501
	EVVyok			3,327	0,001*	0,13482	0,04052	0,05448	0,21515

EVV:Eşit Varyans Varsayımı Geçerli EVV yok: Eşit Varyans Varsayımı Geçerli değil
* Ortalamalarda anlamlı farklılığı göstermektedir.(biriki; birinci ve ikinci hafta sonu, birüç; birinci ve üçüncü hafta sonu..... getirilerle hesaplanan beta serilerini ifade etmektedir. Ayrıca tüm serisi haftalık getirilerle hesaplanan beta serilerini ifade etmektedir.)

Bağımsız iki örnek t testlerinde iki grubun varyansları eşit varsayımı vardır. Eğer bu varsayım sağlanmazsa eşit varsayım olmadığı durumdaki sig. (2-tailed) değerine bakarak karar vermek gerekir.

Sonuçlardan görüldüğü gibi aynı dönem içinde (2002:01-2006:12) getiri aralığı değiştikçe hesaplanan betaların ortalamaları arasında anlamlı farklılıklar çıkmıştır. Haftalık getirilerle hesaplanan betalar, aylık getirilerle hesaplanan betalardan (ikütüm=ikinci hafta sonları alınarak aylık getiri aralıkları ile hesaplanmış betalar ve haftalık getiri aralıkları alınarak hesaplanmış betalar, üçtüm=üçüncü hafta sonları alınarak aylık getiri aralıkları ile hesaplanmış betalar ve haftalık getiri aralıklarıyla hesaplanmış betalar, dörtüm=ay sonu kapanış fiyatları alınarak aylık getiri aralıkları ile hesaplanmış betalar ve haftalık getiri aralıkları ile hesaplanmış betalar) anlamlı şekilde farklılaşmıştır. Fakat getiri aralığı değişmediği müddetçe farklı dönem kapanış fiyatlarından hesaplanan getirilerden tahmin edilen betalar farklılaşmamaktadır. Yani birinci hafta, ikinci hafta, üçüncü hafta ve ay sonu kapanış fiyatlarından hesaplanan aylık getirilerden tahmin edilen betaların ortalamaları arasında farklılık yoktur.

3.3.3. Varyans Analizi (ANOVA-MANOVA)

İki ortalama arasında anlamlı bir fark olup olmadığını test etmek için t testi kullanıldığı belirtilmiştir. Fakat t testi, ikiden fazla ortalamanın karşılaştırılması gerektiği durumda sorun olmaktadır. Her ne kadar, yukarıda yapıldığı gibi, ikiden fazla ortalamanın karşılaştırılması gerektiği durumda da ikişer ikişer ortalamaları t testi ile karşılaştırmak mümkün olsa bile, bu yöntem 1. tip hata oranının çok fazla yükselmesine sebep olabilecektir. Ne kadar fazla test yapılırsa 1. tip hata oranı o kadar yükselecektir. Varyans analizi 1. tip hata oranını yükseltmeden ikiden fazla ortalamanın karşılaştırılmasında kullanılan bir testtir. Varyans analizinde H_0 hipotezi, bütün popülasyonların ortalamalarının eşit olduğu şeklindedir (Kalaycı, 2006: 131).

$H_0: \mu_1=\mu_2=\mu_3=\dots=\mu_n$ ortalamalar arasında fark yoktur.

H_1 : ortalamalardan en az ikisi arasında anlamlı bir fark vardır.

Bu nedenle hata oranını minimuma indirmek için tüm getiri aralıklarından hesaplanan betaların ortalamalarının farklılaşıp farklılaşmadığını toplu olarak ölçmek üzere varyans analizi yapılmıştır. Bir bağımsız bir de bağımlı değişkenimiz olduğu için kullanacağımız varyans analizi Tek Yönlü Anova (Oneway Anova)'dır. Burada bağımsız değişken; kategorik özellikler gösteren getiri aralıklarını ifade etmektedir. Bağımlı değişken ise sistematik riskin ölçüsü olan betalardır.

Tablo 4.'de Tek Yönlü Anovanın varsayımı olan varyansların homojenliği testinin sonucu görülmektedir. Buradaki p değeri (sig.) 0.05'ten büyük olduğu için varyansların homojen olduğuna karar verilmiştir ve analizin devamında bu varsayımın sağlandığı durumda kullanılan testlerden biri olan Tukey testi kullanılmıştır.

Tablo 4: Varyansların Homojenliği Testi (birikiüçdörtüm)

Levene İstatistik	df1	df2	Anlamlılık
2,236	4	315	,065

Aşağıda görülen ANOVA tablosu sistematik riskin ölçüsü olan betaların farklı getiri aralığına bağlı olarak değişip değişmediğini göstermektedir. F istatistiğinin p değeri 0.05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilir ve gruplar arasında fark olduğuna karar verilir.

Tablo 5: ANOVA (birikiüçdörtüm)

	Kareler Toplamı	df	Kareler Ortalaması	F	Anlamlılık
Gruplar Arası	1,068	4	,267	4,681	,001
Gruplar (Dâhil)	17,963	315	,057		
Toplam	19,031	319			

Gruplar arasında farkın olduğu kabul edilmiştir ancak bunun hangi gruptan kaynaklandığı henüz bilinmemektedir. Gruplar arasında farkın hangi gruptan kaynaklandığını görmek için eşit varyanslılığın olduğu durumdaki Post Hoc testi olan *Tuckey* testi kullanılmıştır.

Tablo 6: Çoklu Karşılaştırmalar (Tukey HSD)

(I)	(J)	Ortalamadan	Standar
,00	1,00	-0,07944	0,04221
	2,00	-0,13435(*)	0,04221
	3,00	-0,16240(*)	0,04221
	4,00	-0,13482(*)	0,04221
1,00	,00	0,07944	0,04221
	2,00	-0,05491	0,04221
	3,00	-0,08296	0,04221
	4,00	-0,05537	0,04221
2,00	0,00	0,13435(*)	0,04221
	1,00	0,05491	0,04221
	3,00	-0,02805	0,04221
	4,00	-0,00047	0,04221
3,00	0,00	0,16240(*)	0,04221
	1,00	0,08296	0,04221
	2,00	0,02805	0,04221
	4,00	0,02758	0,04221
4,00	0,00	0,13482(*)	0,04221
	1,00	0,05537	0,04221
	2,00	0,00047	0,04221
	3,00	-0,02758	0,04221

* .05 anlamlılık düzeyinde ortalamadan farklıdır.

Tablo 6'dan görüldüğü gibi haftalık getirilerden hesaplanan betalar birinci hafta sonu fiyatlarından hesaplanan aylık getirilerden tahmin edilen betalar hariç diğer tüm aylık getirilerden tahmin edilen betalardan anlamlı bir şekilde farklıdır. Onun dışında yine tüm aylık

getirilerden tahmin edilen betaların ortalamalarının anlamlı bir farklılık göstermediğine karar verilmiştir.

4. Araştırmanın Bulguları ve Sonuç

Cohen vd. (1983), Daves vd. (2000), ve Odabaşı (2004) çalışmalarının sonuçlarındaki gibi bu çalışmada da getiri aralıkları değiştikçe betaların anlamlı bir şekilde farklılaştığı görülmüştür. Farklı getiri aralıklarına göre hesaplanan betaların birbirinden farklılaşp farklılaşmadığını anlamak için t ve Anova testleri yapılmıştır. T testlerinde her bir getiri aralığıyla ölçülen betalar ikişer ikişer karşılaştırılmıştır. Anovada ise toplu olarak farklılaşp farklılaşmadığına bakılmıştır. Böylece hem 1. tip hata oranı düşürülmüş hem de iki test ile yapılarak sonuçların güvenilirliği arttırılmıştır.

Getiri aralığının farklı kapanış fiyatlarıyla hesaplanmasıyla elde edilen betalar ise anlamlı bir şekilde farklılaşmamıştır. Daha önce yapılmış çalışmalarda böyle bir analize rastlanmamış olup, bu çalışmada getiri aralığı değişmediği müddetçe, getirinin hesaplandığı kapanış fiyatlarının beta üzerinde anlamlı bir farklılık olmadığına yapılan testler sonucunda karar verilmiştir.

Farklı getiri aralıklarıyla hesaplanan betaların ortalama değerlerinin de farklılaştığı görülmüştür. Farklı kapanış fiyatlarıyla hesaplanmış aylık getirilerden hesaplanan betalar arasında çok büyük farklılıklar yokken, haftalık getirilerden hesaplanan betaların daha düşük çıktığı görülmektedir. Diğer bir ifadeyle, getiri aralığı kısaldıkça hesaplanan betalar düşme eğilimindedir. Ayrıca, getiri aralığı uzadıkça standart hatanın arttığını da söylemek mümkündür. Bu açıdan bakıldığında bu sonuç Odabaşı (2000) çalışmasıyla uyumlu bir sonuçtur.

KAYNAKÇA

- COHEN, K. J., HAWAWİNİ, G.A., MAİER, S. F., SCHWARTZ, R. A., WHİTCOMB, D. K., (1980), “Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior”, *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 2, Papers and Proceedings Thirty-Eighth Annual Meeting American Finance Association, Atlanta, Georgia, December 28-30, 1979, 249-257.
- COHEN, K. J., HAWAWİNİ, G. A., MAİER, S. F., SCHWARTZ, R. A., WHİTCOMB D. K., “Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta”, *Management Science*, Vol. 29, No. 1., 1983, s. 135-148.
- DAVES P. R., EHRHARDT M. C., KUNKEL R. A., “Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period”, *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Volume 13, No:1, 2000, s. 7-13.
- GOODİNG E., TERENCE P. O'MALLEY, “Market Phase and the Stationarity of Beta” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 12, No. 5, 1977, s. 833-857.
- HANDA P., KOTHARİ S. P., WASLEY C., “ Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the Return Measurement Interval” *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 4., 1993, 1543-1551.
- KALAYCI, Ş. *SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri*, Asil Yayın, 2. Baskı, 2006.
- LEVHARİ, D., LEVY, HAİM, “The Capital Asset Pricing Model and the Investment Horizon”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, No. 1., 1977, s. 92-104.
- ODABAŞI, A., “Sistemik Risk Tahmininde Getiri Aralığının Etkisi: İMKB’de Bir Uygulama” *İ.İ.B.F. Boğaziçi Un. İstanbul*, 2004.
- PALMİTER, A. R., *Law and Valuation*, 2003,
<http://www.wfu.edu/~palmiter/Law&Valuation/chapter%202/2-5-1.htm>
- THEOBALD, M., Beta Stationarity and Estimation Period: Some Analytical Results, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol:16, No:5, 1981, S. 747-757.