

CAPM ANOMALİLERİNİN İMKB VERİLERİ İLE TEST EDİLMESİ

Yrd.Doç.Dr. Mehmet ERYİĞİT*

Arş.Gör. M. Akif AYARLIOĞLU**

ÖZET

Sermaye varlıklarını fiyatlandırma modeli (CAPM), hisse senedi getirisinin tek değişken (beta) ile ölçülebileceği varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayım, betanın hisse senedinden kaynaklanan sistematik riski ve sistematik olmayan tüm riskleri içerdiğini kabul etmektedir. Yapılan çalışmalar betanın hisse senedi getirisini tam olarak açıklayamadığını ortaya koymuştur. Hisse senedi getirisi üzerinde betadan farklı olarak Piyasa değeri, defter değeri, defter değeri/piyasa değeri, toplam aktifler, hisse başına kazanç ve dağıtılan temettü miktarı gibi unsurların da etkili olduğu saptanmıştır. Bu çalışma ile İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında (İMKB) CAPM anomalilerinin olup olmadığı araştırılmıştır ve sonuçta hisse senedi getirileri üzerinde betadan farklı unsurların da etkili olduğu saptanmıştır.

Anahtar Sözcükler: CAPM, CAPM anomalisi, beta

TEST OF CAPM ANOMALIES IN ISTANBUL STOCK EXCHANGE (İMKB)

ABSTRACT

Capital Asset Pricing Model (CAPM) assumes that the returns of stocks are determined by the single variable called as beta. This assumes that beta include and cover all systematic and non-systematic risks. In literature, it is proved that the returns of stocks are not exactly explained by beta in most of the studies. Some effects of market value, book value, book value/market value, total assets and dividend yield are determined on the return on stocks. With this study, we investigated the CAPM anomalies in Istanbul Stock Exchange (ISE). At the end, we found affects of some variables other than beta.

Keywords: CAPM, CAPM anomalies, beta

* Abant İzzet Baysal Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, eryligit_m@ibu.edu.tr

** Hacettepe Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, makif@hacettepe.edu.tr

I. GİRİŞ

Etkin piyasa varsayımına dayanan Sermaye Varlıklarını Fiyatlandırma Modeli (CAPM) bazı varsayımlar altında, bir varlığın fiyatının her zaman pazarla ilgili tüm bilgileri yansıttığını ve bir menkul kıymetin beklenen getirileri ile riski arasında doğrusal bir ilişki olduğunu varsayar (Sharpe,1964; Linther, 1965). Model, varlıkların beta katsayısı olarak ifade edilen sistematik riskleri ile getirileri arasındaki ilişkileri açıklarken beta katsayısının bir varlığın getirisini açıklamada tek değişken olduğunu ve sistematik olmayan riskleri de içerdiğini belirtir. Fakat, CAPM'i test etmeye yönelik yapılan ampirik çalışmaların sonuçları modelin doğru olup olmadığı konusunda tam bir birlik sağlayamamıştır.

Fama ve MacBeth (1973) tarafından Amerika Birleşik Devletleri'nde (ABD) New York Hisse Senedi Borsası'nda (NYSE) işlem gören hisse senetleri üzerinde yapılan araştırma CAPM'i destekleyen ilk çalışmalardan biridir. Bu çalışmada iki aşamalı bir yöntem kullanılarak CAPM'in denge modeli test edilerek, portföylerin ortalama getirileri ile betaları arasında doğrusal bir ilişki bulunmuştur. Fakat literatürde CAPM'i test eden çalışmalar incelendiğinde CAPM'in birçok anomalisinin de olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda bir varlığın betadan farklı özelliklerinin de varlığın getirisini açıklamada etkili olduğu anlaşılmaktadır.

Banz (1981) tarafından NYSE'de işlem gören hisse senetleri üzerinde yapılan araştırmada kesitsel regresyon analizi kullanılarak piyasa değeri büyük firmaların hisse senetlerinin, piyasa

değeri küçük olan firmalara nazaran daha az getiri elde ettikleri bulunarak, hisse senetleri getirileri üzerinde firma büyüklük etkisinin bulunduğu ortaya konulmuştur. Ayrıca bulunan sonuçlar doğrultusunda CAPM'in getirileri açıklamada yetersiz kaldığı ve eksik biçimlendirildiği belirtilmiştir. ABD'de yapılan bir başka çalışmada da Roll'un piyasa değeri küçük firmaların getirilerinin yüksek olmasının riskin yani beta'nın yanlış değerlendirilmesinden kaynaklandığı görüşü test edilmiş ve küçük firmaların büyük firmalara göre daha fazla ortalama getiri elde etmelerinin buna bağlı olmadığı, getiriler üzerinde firma büyüklük etkisinin olduğu tespit edilmiştir (Reningaum,1982). Basu (1983) tarafından NYSE'de işlem gören hisse senetleri üzerinde yapılan bir başka çalışmada da firma büyüklüğü (ME), Kazanç/Fiyat (E/P) oranı ve getiriler arasındaki ilişki araştırılmış ve sonuçta yüksek E/P oranına sahip firmaların hisse senetlerinin düşük E/P oranına sahip firmaların hisse senetlerinden daha yüksek getiri kazandırdığı tespit edilmiştir. Ayrıca getiriler üzerinde E/P oranının etkisinin firma büyüklüğüne göre farklılaştırma yapılması durumunda da önemli olduğu belirtilmiştir. Blume ve Stambaugh (1983) ise getiriler üzerinde firma büyüklük etkisini test ederken önceki çalışmalardan farklı olarak hisse senetlerinin günlük getirilerini kullanarak getiriler üzerinde hisse senedi fiyatını etkilediğini belirlemişlerdir.

Bhandari (1988) yaptığı araştırmada NYSE'de işlem gören hisse senetlerinin getirileri ile Borç/Özsermaye¹ oranı arasında pozitif yönde bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Hisse senedi getirileri üzerinde betayla birlikte farklı değiş-

$$\frac{\text{Toplam Varlıklar} - \text{Özsermaye}}{\text{Piyasa Değeri}}$$

(bookvalue of Total Assets - bookvalue of Common Equity)

1 Borç/Özsermaye

$$\frac{\text{Toplam Varlıklar} - \text{Özsermaye}}{\text{Piyasa Değeri}}$$

(market value of Common Equity)

kenlerin etkilerini ilk inceleyen çalışmalardan biri Fama ve French'in (1992) çalışmasıdır. ABD'de yapılan bu çalışmada betayla birlikte Piyasa değeri (ME), Özsermaye/Piyasa Değeri (BE/ME), Toplam Varlıklar/Piyasa Değeri (A/ME)², Toplam Varlıklar/Özsermaye (A/BE)² ve E/P değişkenlerinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkileri, değişkenler bağımsız ve birlikte incelenerek araştırılmıştır. Sonuçta yazarlar ortalama hisse senedi getirileri ile beta arasında doğrusal bir ilişki olduğunu ve ME ve BE/ME değişkenlerinin getiriler üzerinde etkisinin olduğunu ve bu etkinin A/ME, A/BE ve E/P değişkenlerinin getiriler üzerindeki etkisini de içerdiğini belirtmişlerdir. Fama ve French (1995) yaptıkları diğer bir çalışmada beta, ME ve BE/ME değişkenleri ile karlar ve getiriler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada bu üç faktörün karlar üzerindeki etkisinin benzerinin getiriler üzerinde de olduğunu fakat BE/ME değişkeninin karlar ve getiriler üzerindeki etkisi üzerinde bir ilişki bulunamamıştır. Benzer bir çalışmayı ABD'de farklı bir veri seti üzerinde yapan Kothari-Shansen ve Sloan (1995), BE/ME ile getiriler arasında zayıf bir ilişki olduğunu ve Fama ve French'in (1992) bulgularına göre daha az istikrarlı gerçekleştiğini belirlemişlerdir.

Barber ve Lyon (1997) tarafından ABD'de yapılan çalışmada, daha önceki çalışmalardan farklı olarak firma büyüklüğü ve BE/ME değişkenlerinin getiriler üzerindeki etkisi finans piyasasında faaliyet gösteren firmalar açısından incelenmiş ve bu değişkenlerin finansman şirketleri ile finans piyasası dışında faaliyet gösteren firmaların getirileri üzerinde benzer etkilerinin olduğunu belirtmişlerdir. Hisse senedi getirileri üzerinde beta, ME ve BE/ME faktörlerinin etkisini test ederken kullanılan verilerdeki hataları düzelttikten sonra yapılan başka bir çalışmada ise

betanın getirileri açıklamada önemli bir gücü olduğu ve BE/ME oranının da ortalama getiriler üzerinde önemli bir etkisinin olduğu saptanmıştır (Kim,1997). Ayrıca ME'nin aylık getiriler kullanıldığında etkisinin olabildiği fakat üç aylık getiriler kullanıldığında daha az etkisinin olduğu belirtilmiştir.

Benzer nitelikteki çalışmaları ABD dışındaki piyasalarda yapan çalışmalar incelendiğinde, İngiltere'de yapılan bir çalışmada ortalama getiriler üzerinde beta, ME, BE/ME, A/ME, A/BE, Kar dağıtım oranı (DY) ve hisse senedi fiyatı (P) olarak belirlenen 7 tane değişkenin etkileri tek tek veya birkaçı bir arada incelenmiştir. Chan ve Chui (1996) tarafından kesitsel regresyon kullanılarak yapılan bu çalışmada, Fama ve French'in (1992) bulgularına benzer olarak betanın İngiltere piyasasında ortalama getiriyi açıklamada küçük bir etkisinin ve BE/ME oranının ise önemli etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca Fama ve French'in bulgularına ters olarak firma büyüklüğünün getiriler üzerinde etkisinin olmadığı ve aylık verileri temel alan bazı sonuçlarda betanın ortalama getiriler üzerinde negatif etkisinin olduğu belirlenmiştir. Bunlara ek olarak P'nin getiriler üzerinde etkisinin olmadığı ve DY'nin ise pozitif yönde etkisinin olduğu vurgulanmıştır. Hong Kong piyasasında CAPM anomalileri diye adlandırılarak yapılan bir çalışmada Chan ve Chui'nin (1996) kullandığı değişkenlere E/P oranında eklenerek, bu değişkenlerin hisse senedinin fiyatının belirlenmesinde etkilerinin olup olmadığı test edilmiştir. Çalışmanın sonucunda beta, A/BE, E/P, ve DY değişkenlerinin Hong Kong piyasasında hisse senetlerinin getirileri üzerinde etkisinin olmadığı, fakat ME, BE/ME, A/ME ve P değişkenlerinin önemli etkilerinin olduğu saptanmıştır (Ho-Strange ve Piesse,2000).

2 Yazarlar kaldıraç diye adlandırdıkları bu iki değişkenden A/ME'yi piyasa kaldıraç (market leverage) ve A/BE'yi defter kaldıraç (book leverage) olarak adlandırmışlardır.

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) işlem gören hisse senetleri üzerinde Karan ve Karadağlı (2001) tarafından yapılan bir çalışmada, CAPM'in geçerli olmadığı yani hisse senetlerinin getirileri ile beta katsayısı arasında doğrusal bir ilişkinin bulunmadığı belirlenmiştir. Bu yüzden İMKB'de hisse senedi getirilerini açıklamada betadan ayrı olarak başka faktörlerinde etkili olabileceği düşünülmektedir. Bu doğrultuda bu çalışmada Ho – Strange ve Piesse'nin (2000) çalışması temel alınarak İMKB'de işlem gören hisse senetlerinin getirilerini açıklamada literatürde yaygın olarak test edilmiş olan faktörlerin etkisinin olup olmadığının test edilmesi amaçlanmıştır.

II. VERİ SETİ

Çalışmada kullanılan veri seti İMKB'de Ocak 1992 ile Aralık 2000 tarihleri arasında işlem gören 76 hisse senedi verisinden oluşmaktadır. Çalışmada kullanılan piyasa ve finansal tablo verilerinin elde edilmesinde ve testlerde kullanılan değişkenlerin hesaplanmasında FİNNET veri tabanından yararlanılmıştır. Çalışmada kullanılacak değişkenler Ho-Strange ve Piesse'nin (2000) araştırmasında olduğu gibi, Beta (β), Piyasa Değeri (ME), Özsermaye/ Piyasa Değeri

(BE/ME), Aktif Toplam/Piyasa Değeri (A/ME), Aktif Toplam/Özsermaye (A/BE), Kazanç/Fiyat Oranı (E/P) ve Hisse Senedi Fiyatı (P) olarak adlandırılmıştır.

Finansal firmalar ve holdingler çalışmanın kapsamına dahil edilmemiştir. Bunun nedeni, finansal firmaların (ticari bankalar, sigorta ve yatırım şirketleri) varlıklarının büyük çoğunluğunu defter değerleri yerine piyasa değerleriyle kaydetmiş olmalarıdır. Bu sebeple, testlerde kullanılan bu firmaların oranları ile diğer finansal olmayan firmaların oranları aynı yoruma sahip olmamaktadır. Holdingler, farklı şirketlerin bileşiminden oluştuklarından çalışmaya dahil edilmemiştir. Fakat, holdinglere bağlı olan firmalar çalışma kapsamına alınmıştır.

III. ARAŞTIRMANIN YÖNTEMİ

Çalışmanın amacı Ho, Strange ve Piesse'nin Hong Kong piyasasında yaptığı çalışmanın aynısını İMKB'de işlem gören hisse senetleri üzerinde yapmak olduğundan ampirik testte kullanılan model, Fama ve French'in (1992) kesitsel (cross-sectional) tahmin modelinin genişletilmiş bir versiyonunu olan ve Ho, Strange ve Piesse (2000) tarafından kullanılan modeldir. Model aşağıdaki gibi formüle edilmektedir.

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(ME)_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(BE/ME)_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(A/ME)_{i,t-1} + \gamma_5 \ln(A/BE)_{i,t-1} + \gamma_6 \ln(E/P)_{i,t-1} + \gamma_7 \ln(DY)_{i,t-1} + \gamma_8 \ln(P)_{i,t-1} + u_i \quad (1)$$

Burada,

$R_i = i$ hisse senedinin artık getirisi,

$\beta_p = p$ portföyü için 84 aylık verilerden elde edilen beta değeri. P portföyündeki her bir hisse senedi için kullanılacak olan beta değeri,

ME = Piyasa Değeri (Market equity),

BE = Özsermaye (Book equity),

BE / ME = Özsermaye / Piyasa Değeri (Book-to-market equity),

A = Toplam Aktifler (Total assets),

A / ME = Aktif Toplam / Piyasa Değeri (Market leverage)

A / BE = Aktif Toplam / Özsermaye (Book leverage),

E = Hisse Başına Kazanç (Earnings per share),

E / P = Kazanç / Piyasa Fiyatı (Earnings / price ratio),

DY = Temettü Oranı (Dividend yield),

P = Hisse senedinin piyasa fiyatı

Bu çalışmada DY değişkeni modelden çıkarılmıştır. Çünkü, İMKB'deki firmaların düzenli bir temettü politikaları yoktur. Ayrıca, bütün açıklayıcı değişkenlerin heteroscedasticity problemini ortadan kaldırmak için doğal logaritmaları alınmıştır. Hisse senetlerinin artık getirileri (excess return), hisse senedinin aylık ortalama getirisinden Merkez Bankası'nca yayımlanan aylık vade- li mevduata uygulanan faiz oranı düşülerek bulunmuştur. Çalışma kapsamına alınan her bir firmanın (t) yılının Temmuz ayından ($t+1$) yılının Haziran ayına kadar 12 ayın herbiri için hisse senedi getirileri (bağımlı değişken), ($t-1$) takvim yılı aralık sonu ME, BE/ME, A/ME, A/BE, E/P ve P (açıklayıcı değişkenler) ile eşleştirilmiştir. BE, A, E gibi açıklayıcı değişkenler ($t-1$) yılı sonunda firmaların hazırladığı finansal tablolardan

ve P gibi piyasa verileri ise ($t-1$) yılı Aralık ayı sonunda firmanın İMKB'ndaki hisse senedi fiyatı esas alınarak hesaplanmıştır. Hisse senedi getirileri ile finansal tablo verileri arasındaki altı aylık fark, finansal tablo verilerinin hisse senedi getirileri üzerinde etkisini araştırmadan önce bu verilerin kamuoyu tarafından bilinmelerini sağlamak için alınmıştır.

Modeli test etmek amacıyla çalışmada kullanılan hisse senetleri portföy oluşturacak şekilde sınıflandırılmıştır. Bunun için 76 hisse senedi, firma büyüklükleri ve betaları temel alınarak 4 veya 5 hisse senedinden oluşan 16 portföy şeklinde gruplandırılmıştır. Bu gruplandırmada büyüklük göstergesi olarak her bir hisse senedi için 1993 Aralık ayı sonu $\ln(ME)$ değerleri alınmıştır. Portföy oluşumunda kullanılan betalar ise hisse senetlerinin herbiri için 24 aylık (1/1992 – 12/1993) zaman serisi verileri kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışmada kullanılan 16 portföy oluşturulurken aşağıdaki adımlar takip edilmiştir.

a) 76 hisse senedi ilk olarak $\ln(ME)$ değerlerinin küçükten büyüğe doğru sıralanmasıyla her biri 19 hisse senedini içeren dört büyüklük grubuna bölünmüştür. Daha sonra grupların en küçüğü ME1, en büyüğü ME4 olarak isimlendirilmiştir.

b) 19 hisse senedinin bulunduğu her bir büyüklük grubundaki hisse senetleri, 24 aylık (1/1992 – 12/1993) zaman serisinden elde edilen beta değerlerinin küçükten büyüğe doğru sıralanmasıyla β_1 (en düşük risk)'den β_4 (en büyük risk)'e göre dört risk grubu olacak şekilde sınıflandırılmıştır. Her bir portföyün sıralaması kendi içerisinde yapılmıştır.

c) Böylece çalışmada kullanılan 76 hisse senedi herbiri 4 veya 5 hisse senedi içeren ME₁, β_1 , , ME₄, β_4 (4x4'lük matris şeklinde) diye adlandırılan 16 portföye dağıtılmıştır. Ortalama getirilerde beta etkisini firma büyüklüğünden etkilenmeden belirlemede varlık fiyatlandırma

modelleri (CAPM gibi) yetersiz kalmaktadır. Firma büyüklüklerine göre ve daha sonra beta-lara göre oluşturulan portföyler firma büyüklüğü ile ilişkili olmayan beta değerlerinde farklılaşma sağlamaktadır (Ho, Strange ve Piesse, 2000).

d) Her bir portföy için portföy betalarının belirlenmesi aşamasına geçilir. Bunun için herbir portföyde yer alan 4 ya da 5 hisse senedinin herbiri için 84 aylık (1/1994 – 12/2000) zaman serisi verilerinden yararlanılarak tam-periyot beta değerleri hesaplanmaktadır.

e) Her portföyde yer alan 4 yada 5 hisse senedinin tam periyot beta değerlerinin ortalaması alınarak o portföye ilişkin beta değeri hesaplanır. Bu beta değeri (1) nolu modeldeki β_p değeri olarak kullanılır. Bu değer portföye dahil olan hisse senetlerinin herbiri için modelin test edilmesinde bütün aylar boyunca sabit veri olarak kullanılmaktadır. Portföy beta değerinin bu şekilde hesaplanması ve modelde sabit veri olarak kullanılması yapılan testin istatistiksel gücünü arttıracaktır (Ho, Strange ve Piesse, 2000).

Modelin test edilmesinde iki farklı yol izlenmektedir. Birinci yolda Ho, Strange ve Piesse'nin kesitsel regresyon modeli 78 aylık (7/1994 – 12/2000) test periyodunda yer alan her bir ay için uygulanmıştır. (t) yılının Temmuz'undan ($t+1$) yılının Haziran ayına kadar 12 aylık sürede her bir ay için her bir hisse senedinin artık getirileri, ($t-1$) yılının Aralık ayı sonu itibariyle hesaplanan açıklayıcı değişkenlerle regresyona tabi tutulmuştur. Sonuç olarak, ke-

sitsel regresyondan 78 ayın herbiri için bulunan katsayıların (γ) ortalama değerleri, tam periyot (78 ay) ve alt periyotlar için hesaplanmış ve daha sonra (γ) değerlerinin sıfıra eşit olduğunu varsayan H_0 hipotezini test etmek için (t) istatistiğinden yararlanılmıştır.

Modelin test edilmesindeki ikinci yol, verilerin panel-veri seti şeklinde düzenlenmesiyle regresyona tabi tutulmasıdır. Burada veri seti, 76 hisse senedinin herbirinin 78 aylık test periyodundaki her ay için hesaplanan artık getirileri (bağımlı değişken), 7 tane bağımsız değişkenle eşleştirilerek oluşturulmaktadır. Bu şekilde oluşturulan veri setinin tamamından (γ) değerleri hesaplanmış ve daha sonra (γ) değerlerinin sıfıra eşit olduğunu varsayan H_0 hipotezinin test edilmesi için (t) istatistiğinden yararlanılmıştır. Panel veri yönteminin üstünlükleri şu şekilde sıralanabilir (Erkan,1999):

- 1.** Panel veri yöntemi kesit ve zaman serisi gözlemlerini birleştirdiğinden gözlem sayısı daha fazladır. Bu da serbestlik derecesini yükselterek genellikle daha güvenilir tahminlerin yapılmasını sağlar.
- 2.** Panel veri değişkenler arasında daha az çoklu bağlantı (multicollinearity) sorunu oluşturur.
- 3.** Sadece kesit ya da zaman serisi analizleriyle ortaya konamayacak etkilerin elde edilmesini sağlar.
- 4.** Kısa zaman serisi ve/veya yetersiz kesit gözleminin var olduğu durumlarda da ekonometrik analiz yapılmasına imkan verir.

Tablo 1: Beta ve Firma Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Portföylerin Portföy Beta Değerleri ve Ortalama Artık Getirileri

| 1/1994 – 12/2000 Döneminden Elde Edilen Ortalama Portföy Betaları | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 |
| ME ₁ | 0,712681 | 0,924142 | 0,856424 | 0,680159 |
| ME ₂ | 0,85457 | 0,775981 | 1,071003 | 0,798082 |
| ME ₃ | 0,737599 | 0,900583 | 0,899572 | 0,920868 |
| ME ₄ | 1,081505 | 0,931173 | 0,986053 | 1,135375 |
| 1/1994 – 12/2000 Döneminden Elde Edilen Ortalama Artık Getiriler | | | | |
| | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 |
| ME ₁ | 0,062506 | 0,081119 | 0,062686 | 0,057885 |
| ME ₂ | 0,073501 | 0,091192 | 0,074983 | 0,062861 |
| ME ₃ | 0,059579 | 0,074354 | 0,067572 | 0,070954 |
| ME ₄ | 0,061149 | 0,073873 | 0,06514 | 0,069957 |

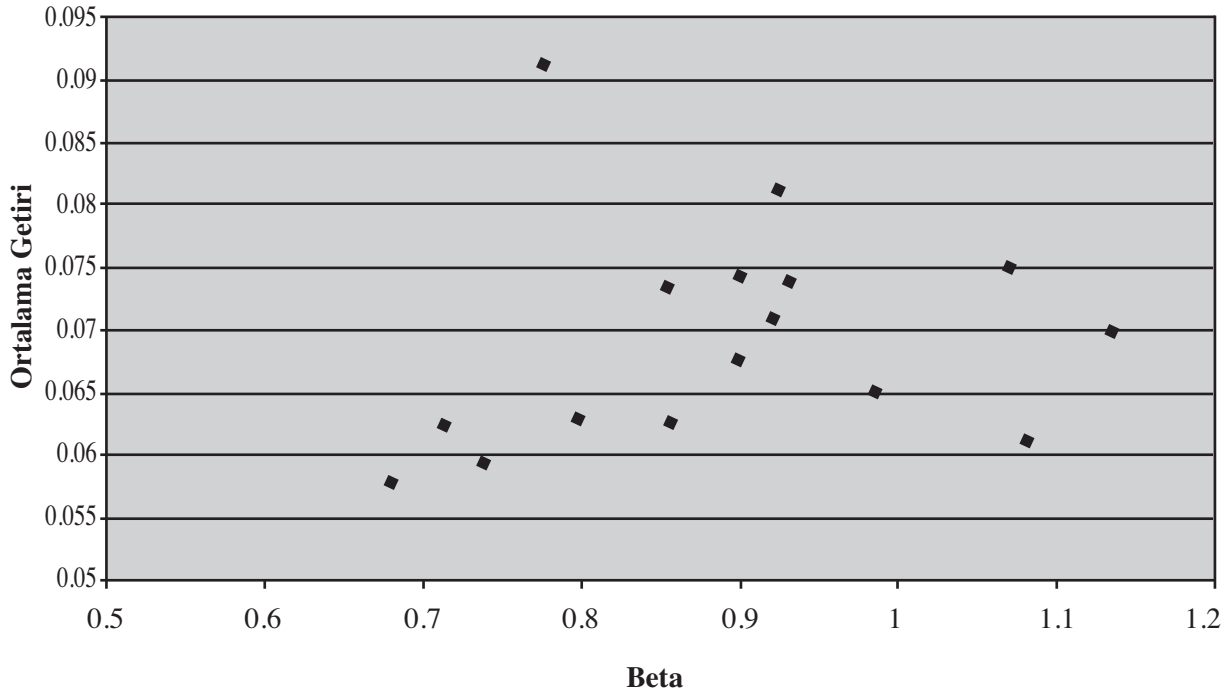
IV. AMPİRİK BULGULAR VE YORUMLANMASI

Çalışmanın bu bölümü firma büyüklüğü ve betalara göre oluşturulan 16 portföyün ortalama beta değerlerinin ve getirilerinin incelenmesi ve regresyon sonuçlarının yorumlanması olmak üzere iki aşamadan oluşmaktadır.

Portföy Ortalama Beta Değerleri ve Artık Getirilerin İncelenmesi

Tablo 1’de firma büyüklüğü ve 1/1992 – 12/1993 döneminden elde edilen betalara göre oluşturulan 16 portföyün ortalama artık getirileri ve ortalama portföy betaları gösterilmiştir. Tablodan, ortalama artık getiriler üzerinde etki olan firma büyüklükleri ve betalar hakkında

bilgi edinilebilmektedir. Tablo 1 incelendiği zaman, portföy betaları ile firma büyüklükleri arasında doğrudan bir ilişki görülmemektedir. ME₁’den (en küçük firma büyüklüğü portföyü) ME₄’e (en büyük firma büyüklüğü portföyü) doğru gidildikçe portföy betalarında sürekli bir artış ya da azalış tespit edilememektedir. Yapılan bazı çalışmalarda ise portföy betaları ile firma büyüklükleri arasında pozitif ilişki bulunurken (Chan ve Chui,1996; Ho, Strange ve Piesse, 2000) bazılarında negatif yönde bir ilişki saptanmıştır (Fama ve French, 1992). Ayrıca portföy ortalama artık getirileri ile firma büyüklükleri arasında anlamlı bir ilişki kurulamadığı da Tablo 1’den görülmektedir. Bu sonuç, Banz’ın (1981) ABD’de yaptığı çalışmada bulunduğu negatif büyüklük etkisiyle uyumlu değildir.



Şekil 1: Portföylerin 1/1994 – 12/2000 Döneminden Elde Edilen Ortalama Artık Getiri ve Beta İlişkisi

Tablo 1 ve Şekil 1 birlikte incelendiğinde en önemli sonuç olarak portföy betaları ile portföy ortalama getirileri arasında bir ilişki görülmemektedir. Bunun anlamı, İMKB’de hisse senetlerinin getirisi sadece sistematik risk faktörüne bağlı olmayabilir. Farklı bir ifadeyle, hisse senedi fiyatlarının belirlenmesinde betadan ayrı olarak bazı sistematik olmayan risk unsurlarının da etkili olduğu Tablo 1 ve Şekil 1’den anlaşılmaktadır. Bu tespit, İMKB’de Karan ve Karadağlı (2001) tarafından yapılan çalışmayla uyumludur. Fakat ABD’de yapılan bazı çalışmalarda, beta ile ortalama getiriler arasında CAPM’e uygun olarak aynı yönde bir ilişki olduğu tespit edilmiştir (Fama ve French, 1992). Ayrıca bazı çalışmalarda beta ile getiriler arasında ters yönlü ilişkiler saptanmıştır (Chan ve Chui, 1996).

Regresyon Sonuçlarının Yorumlanması

Modelin test edilmesinde iki farklı yol izlendiğinden, Tablo 2, 3 ve 4’te Ho, Strange ve Piesse’nin yaklaşımına uygun kesitsel regresyon so-

nuçları, Tablo 5, 6 ve 7’de ise panel- veri şeklinde düzenlenen verilerin regresyon sonuçları gösterilmiştir. Her iki yolda da regresyon sonuçları test periyodunun tamamı (07/1994 – 12/2000 = 78 ay) ve alt periyodlar (07/1994 – 06/1997 = 36 ay ve 07/1997 – 12/2000 = 42 ay) için incelenerek yorumlanmıştır.

Açıklayıcı değişken olarak sadece betanın kullanıldığı tek değişkenli regresyon modelinden elde edilen tanımlayıcı istatistiksel sonuçlar, betanın, kesitsel regresyon uygulamasına göre ortalama artık getirilerin açıklanmasında önemli bir faktör olduğunu göstermektedir. Bu durumun test periyodunun tamamı ve alt periyodlar için geçerli olduğu saptanmıştır. Aynı durum regresyonun test edilmesindeki ikinci yol olan panel- veri setinden elde edilen sonuçların gösterildiği Tablo.5, 6 ve 7’den de görülmektedir. Tablo 2, 3 ve 4’ten çoklu regresyonlardan elde edilen istatistiksel sonuçlar incelendiğinde betanın, ortalama artık getirilerin açıklanmasında bir etkisinin olmadığı saptanmıştır.

Tablo.2: Tam Periyot İçin CAPM Anomalisinin Kesitsel Regresyon Sonuçları

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|--------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| -0,008 (-0,253) | | | | | | |
| | -0,002 (-1,455) | | | | | |
| -0,001 (-0,044) | -0,001 (-1,175) | | | | | |
| | | 0,00037 (0,319) | | | | |
| -0,01 (-0,399) | | -0,000006 (-0,008) | | | | |
| | | | 0,0079 (1,728**) | -0,007 (-1,430) | | |
| -0,01 (-0,328) | | | 0,0074 (1,614) | -0,007 (-1,437) | | |
| | | | | | -0,0005 (-0,286) | |
| -0,007 (-0,212) | | | | | -0,0007 (-0,44) | |
| | | | | | | -0,002 (-1,571) |
| -0,01 (-0,39) | | | | | | -0,002 (-1,28) |
| | -0,004 (-1,617) | -0,004 (-1,492) | | | | |
| 0,0094 (0,304) | -0,004 (-1,515) | -0,004 (-1,438) | | | | |
| | -0,002 (-0,502) | | -0,001 (-0,225) | | | |
| 0,00096 (0,033) | -0,002 (-0,53) | | -0,001 (-0,301) | | | |
| | | | | | -0,0002 (-0,118) | -0,002 (-1,451) |

Not : ** İstatistiksel Olarak % 10 Düzeyinde Anlamlı

Fama ve Macbeth kesitsel regresyon sonuçları Tablo.2, 3 ve 4'ten incelendiğinde ortalama artık getiriler üzerinde firma etkisinin olmadığı anlaşılmaktadır.

Çoklu regresyon sonuçları Tablo.2- 4'ten incelendiğinde $\ln(BE/ME)$ ve $\ln(ME)$ 'nin oluşturduğu ikili regresyon sonuçlarına göre bu değişkenlerin hisse senedi getirisi üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Panel-ve-ri şeklinde düzenlenen verilerden elde edilen

sonuçlar incelendiğinde ise 78 aylık test periyodunda Beta, $\ln(BE/ME)$, $\ln(ME)$ ile çoklu regresyon oluşturulduğunda % 5 anlamlılık düzeyinde negatif bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, diğer değişkenlerle betanın üçlü regresyona tabi tutulduğu durumlarda da %5 anlamlılık düzeyinde getiriler üzerinde negatif etkiye sebep olduğu görülmektedir. Tablo.6, 5 ve 7 incelendiğinde $\ln(ME)$ 'nin getiriler üzerinde negatif etkisi olduğu görülmektedir.

Tablo.3: 7/1994 – 06/1997 Periyodu İçin CAPM Anomalisinin Test Edilmesi

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
| -0.0692 (-1.422) | | | | | | |
| | -0,0033 (-1.492) | | | | | |
| -0,0632 (-1.480) | -0,023 (-1,147) | | | | | |
| | | 0,0006 (0.296) | | | | |
| -0,0836 (-1.762) | | -0,000001 (0.002) | | | | |
| | | | 0,02 (3.965**) | -0,0187 (-3.059**) | | |
| -0,0786 (-1.672) | | | 0,0183 (3.654**) | -0,0183 (-2.923**) | | |
| | | | | | -0,0014 (-0.488) | |
| -0,0681 (-1.445) | | | | | -0,001 (-0.349) | |
| | | | | | | -0,003 (-1.285) |
| -0,0770 (-1.651) | | | | | | -0,0026 (-1.174) |
| | -0,0107 (-1.152) | -0,0109 (-0.827) | | | | |

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------|---------------------|---------------------|
| -0.0371 (-0.834) | -0.0089 (-1.791) | -0.0093 (-1.715) | | | | |
| | -0.0078 (-1.152) | | 0.0059 (-0.827) | | | |
| 0.0543 (-1.240) | -0.0050 (-0.689) | | -0.0034 (-0.441) | | | |
| | | | | | -0.0008 (-0.283) | -0.0029 (-1.183) |

Not : **İstatistiksel Olarak % 10 Düzeyinde Anlamlı

$\ln(BE/ME)$ değişkeninin diğer değişkenlerle olan kesitsel regresyon sonuçları incelendiğinde, bu değişkenin getiriler üzerinde bir etkisinin olmadığı görülmektedir. 36 aylık alt periyotta (Tablo.3) tek anlamlı sonuç $\ln(A/ME)$ ve $\ln(A/BE)$ değişkenlerinin birlikte açıklayıcı değişken olarak kullanıldığında %10 düzeyinde is-

tatistiksel olarak anlamlı bir etki bulunmuştur. Panel-veri seti regresyon sonuçları incelendiğinde $\ln(BE/ME)$ 'nin sadece 42 aylık alt periyotta negatif bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. İkili ve üçlü regresyon sonuçları incelendiğinde ise tam periyot ve 42 aylık alt periyotta negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir.

Tablo.4: 7/1997 – 12/2000 Periyodu İçin CAPM Anomalisinin Test Edilmesi

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|------------------|---------------------|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|----------|
| 0,044 (0,993) | | | | | | |
| | -0,0004 (-0,364) | | | | | |
| 0,052 (1,187) | -0,0005 (-0,404) | | | | | |
| | | 0,00016 (0,129) | | | | |
| 0,047 (1,051) | | -0,00002 (-0,015) | | | | |
| | | | -0,003 (-0,61) | 0,0032 (0,465) | | |
| 0,048 (1,097) | | | -0,003 (-0,365) | 0,0028 (0,406) | | |
| | | | | | 0,00033 (0,179) | |

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|------------------|----------------------|--------------------|--------------------|-------------|---------------------|---------------------|
| 0,045 (1,007) | | | | | -0,0005 (-0,264) | |
| | | | | | | -0,001 (-0,902) |
| 0,047 (1,086) | | | | | | -0,0006 (-0,528) |
| | 0,0011 (0,407) | 0,0015 (0,523) | | | | |
| 0,049 (1,155) | 0,000027 (0,011) | 0,00025 (0,097) | | | | |
| | 0,0027 (0,477) | | 0,0032 (0,553) | | | |
| 0,048 (1,288) | -0,00008 (-0,014) | | 0,00031 (0,055) | | | |
| | | | | | 0,00035 (0,182) | -0,001 (-0,838) |

BE/ME değişkeni, piyasa kaldıracı (A/ME) ve Defter kaldıracı (A/BE) olarak iki unsura ayrıldığı zaman, getiriler ve $\ln(A/ME)$ ve $\ln(A/BE)$ arasındaki ilişkinin kesitsel regresyonda ve beta, $\ln(A/ME)$ ve $\ln(A/BE)$ çoklu kesitsel regresyon sonucu 36 aylık alt periyotta güçlü olduğu görülmektedir. $\ln(A/ME)$ 'nin getiriler üzerindeki

etkisi pozitifken, $\ln(A/BE)$ 'in negatif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. 42 aylık alt periyotta ise değişkenler arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Tam periyotta ise sadece $\ln(A/ME)$ 'nin getiriler üzerinde % 10 güvenilirlik düzeyinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Tablo.5: Tam Periyot İçin CAPM Anomalisinin Panel-veri Seti Regresyon Sonuçları

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|--------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------|-------------|------------|----------|
| -0,008362 (-0,309280) | | | | | | |
| | -0,004245 (-3,973069*) | | | | | |
| 0,016687 -0,602053 | -0,004394 (-4,006263*) | | | | | |
| | | -0,001495 (-1,205523) | | | | |
| -0,007579 (-0,280254) | | -0,001486 (-1,198307) | | | | |

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|--------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|------------------------|---------------------------|
| | | | 0,013221 (2,240633*) | -0,010576 (-1,780079**) | | |
| -0,0047 (-0,173681) | | | 0,013169 (2,228852*) | -0,010528 (-1,769914**) | | |
| | | | | | 0,001848 (1,150014) | |
| -0,01101 (-0,405384) | | | | | 0,001909 (1,182719) | |
| | | | | | | -0,003595 (-2,636191*) |
| -0,007517 (-0,278154) | | | | | | -0,003591 (-2,632497*) |
| | -0,006582 (-5,319734*) | -0,005355 (-3,733605*) | | | | |
| 0,037211 (1,272821) | -0,00846 (-3,937948*) | -0,005491 (-2,200967*) | | | | |
| | -0,007411 (-3,735206*) | | -0,004478 (-1,893808**) | | | |
| 0,034634 (1,234) | -0,00702 (-5,453980*) | | -0,00565 (-3,885931*) | | | |
| | | | | | 0,002112 (1,312935) | -0,003727 (-2,727359*) |

Not : * İstatistiksel Olarak % 5 Düzeyinde Anlamlı ** İstatistiksel Olarak % 10 Düzeyinde Anlamlı

Tablo.5, 6 ve 7'den panel-veri seti regresyon sonuçları incelendiğinde A/ME ve A/BE değişkenlerinin getiriler üzerindeki etkisi konusunda kesitsel regresyon sonuçlarıyla paralellik gösterdiği gözlemlenmektedir. Tam periyotta $\ln(A/ME)$ 'nin %5 güvenilirlik düzeyinde getiriler üzerinde pozitif bir etkisi gözlemlenirken,

$\ln(A/BE)$ 'nin %10 anlamlılık düzeyinde negatif bir etkisi gözlemlenmektedir. Aynı şekilde 36 aylık alt periyotta da $\ln(A/ME)$ ve $\ln(A/BE)$ 'nin pozitif ve negatif etkileri saptanmıştır. Fakat, 42 aylık alt periyotta ise iki değişken için her hangi bir etkinin olduğu saptanamamıştır.

Tablo.6: 7/1994–06/1997 Periyodu İçin CAPM Anomalisinin Test Edilmesi (Panel-Veri)

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|----------------------------|------------------------------|--------------------------|--------------------------|----------------------------|--------------------------|--------------------------|
| -0.069170 (-1.728906**) | | | | | | |
| | -0.003329 (-1.925115*) | | | | | |
| -0.046016 (-1.057833) | -0.002548 (-1.354699) | | | | | |
| | | 0.002151 (1,000338) | | | | |
| -0.065820 (-1.636811**) | | 0.001797 (0.831663) | | | | |
| | | | 0.021570 (2.729711*) | -0.020352 (-2.560993**) | | |
| -0.062842 (-1.541619) | | | 0.020791 (2.626487*) | -0.020221 (-2.544914*) | | |
| | | | | | -0.000716 (-0.308257) | |
| -0.068214 (-1.697250**) | | | | | -0.000365 (-0.156688) | |
| | | | | | | -0.002778 (-1.239027) |
| -0.062500 (-1.538956) | | | | | | -0.002177 (-0.956724) |
| | (-1.538956) (-1.657515**) | -0.000567 (-0.209523) | | | | |
| -0.045933 (-1.036725) | -0.002562 (-1.069083) | -2.73E-05 (-0.009932) | | | | |
| | -0.008416 (-2.271518*) | | -0.007051 (-1.552288) | | | |
| -0.025322 (-0.544602) | -0.007311 (-1.730952**) | | -0.006116 (-1.259492) | | | |
| | | | | | -0.000571 (-0.245438) | -0.002773 (-1.234641) |

Not : * İstatistiksel Olarak % 5 Düzeyinde Anlamlı ** İstatistiksel Olarak % 10 Düzeyinde Anlamlı

(E/P)'nin getiriler üzerindeki etkisi, tek değişkenli regresyon ve beta ve $\ln(E/P)$ ile yapılan ikili regresyonlarda hem Fama ve MacBeth modeline göre hem de panel-veri setine göre ilişkinin önemsiz olduğu saptanmıştır. Bazı diğer ülkelerdeki kanıtlara ters düşer şekilde E/P değişkeninin İMKB'nda fiyatlandırılmamış olduğu düşünülebilir.

Son olarak fiyat (P) değişkeninin getiriler üzerindeki etkisi incelendiğinde, kesitsel regresyon

sonuçlarına göre herhangi bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Bu durum Tablo 2, 3 ve 4'ten hem tek değişkenli hem de çok değişkenli regresyon sonuçlarından anlaşılmaktadır. Fakat, regresyon test edilirken kullanılan panel-veri seti sonuçlarının gösterildiği Tablo.5, 6 ve 7 incelendiğinde $\ln(P)$ 'nin hem tek değişkenli hem de çok değişkenli regresyonlarda negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. 36 aylık alt periyotta ise herhangi bir etki bulunamamıştır.

Tablo.7: 07/1997 – 12/2000 Periyodu İçin CAPM Anomalisinin Test Edilmesi (Panel-Veri)

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|-------------------------|----------------------------|---------------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|
| 0.043759 (1,198606) | | | | | | |
| | -0.002285 (-1.534876) | | | | | |
| 0.050813 (1,383126) | -0.002521 (-1.682877**) | | | | | |
| | | -0.002871 (-1.900401*) | | | | |
| 0.051742 (-1.409887) | | -0.003099 (-2.040182*) | | | | |
| | | | 0.005042 (0.566529) | -0.001605 (-0.178936) | | |
| 0.036904 (1,003617) | | | 0.005526 (0.619976) | -0.002262 (-0.251526) | | |
| | | | | | -0.003194 (-1.195261) | |
| 0.049789 (1,354558) | | | | | -0.003622 (-1.345994) | |
| | | | | | | -0.003761 (-2.199368*) |
| 0.035901 (0.978684) | | | | | | -0.003589 (-2.087298*) |
| | -0.005196 (-2.976697*) | -0.005636 (-3.180970*) | | | | |

| β_p | $\ln(ME)$ | $\ln(BE/ME)$ | $\ln(A/ME)$ | $\ln(A/BE)$ | $\ln(E/P)$ | $\ln(P)$ |
|-------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------|--------------------------|---------------------------|
| 0.076747 (2.051869*) | -0.005930 (-3.329526*) | -0.006366 (-3.524065*) | | | | |
| | 0.003410 (1,000979) | | 0.006742 (1.858314**) | | | |
| 0.024427 (0.589258) | 0.002352 (0.610642) | | 0.005623 (1,373418) | | | |
| | | | | | -0.002590 (-0.964190) | -0.003606 (-2.096120*) |

Not : * İstatistiksel Olarak % 5 Düzeyinde Anlamlı ** İstatistiksel Olarak % 10 Düzeyinde Anlamlı

IV. SONUÇ

Bu çalışmada, Fama ve French (1992) yaklaşımının benzeri kullanılmıştır. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) ortalama getirileri açıklamada betadan farklı olarak etkisi olabileceği düşünülen farklı değişkenlerin çeşitli kombinasyonlarının ortak ve bağımsız rolleri araştırılmıştır. Bu etkiyi araştırma aracı olarak

iki yöntem kullanılmıştır. Bu amaçla, birinci olarak Fama ve Macbeth'in yaklaşımı kullanılarak getiriler üzerinde etkisi olabilecek değişkenler belirlenmiştir. İkinci olarak panel veri seti oluşturularak model test edilmiştir. Tablo.8'den görülebileceği gibi İMKB'nde getiriler üzerinde etkisi olan değişkenler bakımından iki yoldan farklı sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo.8: CAPM Anomalisi : İMKB ve Diğer Piyasaların Karşılaştırılması

| Açıklayıcı Değişkenler | Ortalama Getiriler İle İlişki | | |
|------------------------|--------------------------------|--|-----------------|
| | Literatür (ABD ve Diğerleri) | Çalışmadan Elde Edilen Sonuçlar (İMKB) | |
| | | Fama-Macbeth Yaklaşımı | Panel-Veri Seti |
| 1. Beta | Pozitif veya 0 | 0 | Negatif veya 0 |
| 2. ME | Negatif veya 0 | 0 | Negatif veya 0 |
| 3. BE / ME | Pozitif | 0 | Negatif |
| 4. A / ME | Pozitif | Pozitif veya 0 | Pozitif |
| 5. A / BE | Negatif veya 0 | Negatif veya 0 | Negatif veya 0 |
| 6. E / P | Pozitif veya 0 | 0 | 0 |
| 7. P | Negatif veya 0 | 0 | Negatif veya 0 |

Kaynak: Ho, Strange ve Piesse, 2000'den yararlanılarak oluşturulmuştur.

Çalışmada, İMKB’nda 7/1994 – 12/2000 tarihleri arasında işlem gören hisse senetlerinin getirileri üzerinde betanın bir etkisinin olmadığı ortaya çıkmıştır. Başka bir deyişle, sistematik risk İMKB’nda fiyatlandırılmamıştır. Bundan dolayı şirketlerin betaları ile ortalama getirileri arasında doğrusal bir ilişki olduğunu belirten CAPM’in İMKB’nda geçerli olmadığı söylenebilir. Fakat panel-veri seti kullanılarak yapılan regresyon sonuçlarından 36 aylık alt periyotta betanın getiriler üzerinde, Chan ve Chui (1996)’in çalışma sonuçlarına benzer şekilde fakat çoğu yabancı ülkede yapılan çalışmalara ters düşecek şekilde negatif bir etkisinin olduğu anlaşılmıştır. 36 aylık alt periyot (7/1994 – 6/1997) Türkiye’de 1994 yılında olan ekonomik krizin etkisinin görüldüğü ve yüksek enflasyon dönemleri olmasından dolayı yatırımcılar riskten kaçan bir davranış içinde bulunabileceklerinden bu şekilde bir sonuç ortaya çıkmış olabilir.

Tablo.8’den görüldüğü gibi İMKB’nda güçlü bir firma etkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Bu sonuç, diğer ülkelerde ve ABD’nde yapılan çalışmalarda ortaya çıkmış olan firma büyüklüğü etkisinden farklılık göstermez. Büyüklük, faaliyetlerin çeşitlenmesini, piyasa likiditesini, piyasanın tahmin edeceği şirket bilgilerinin kalitesi ve değişmezliğini yansıttığı gibi yüksek işlem maliyetlerini de içermesinden dolayı büyük firmalar düşük riske sahip olmalarına rağmen daha düşük getiriye sahip olmaktadır.

Getiriler üzerinde BE/ME etkisi incelendiğinde yabancı literatüre ters olacak şekilde negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. Bu negatif etki 42 aylık alt periyotta daha belirgindir. A/ME ve A/BE değişkenleri incelendiğinde ise yabancı literatüre uyumlu biçimde getiriler üzerinde pozitif ve negatif etkilerinin olduğu anlaşılmaktadır. İMKB’nda CAPM geçerli olsaydı, şirketlerin finansal riskleri beta tarafından tahmin edilmiş olacaktı ve beta içeren testlerde BE/ME, A/ME, A/BE gibi değişkenler hisse senetleri getirilerini açıklayamayacaktı. Halbuki, bulunan sonuçlar finansal riskin (veya finansal riskin bir

bölümünün) beta ölçümlerinden kaçabileceğini göstermektedir.

Çalışmada, diğer bazı ülkelerdeki kanıtlarla uyuşmayan şekilde Türkiye’deki hisse senedi piyasasında E/P değişkeninin fiyatlandırılmamış olduğu görülmektedir. Yüksek risk ve beklenen getirilere sahip hisse senetleri için E/P’nin daha yüksek olma olasılığı doğru olmasına rağmen İMKB’nda varlık fiyatlandırılmasında E/P’in rolünün önemsizliği düşünülebilir. Çünkü bu durum, yatırımcıların muhasebe kazançlarının ekonomik kazançlar hakkında yanlış bilgi verebileceği gerçeğini ve ekonomik kazançların şirketin tarihi performansını yansıttığı gerçeğini algılayarlarsa gerçekleşebilir. Halbuki makro ekonomik çevrede ve firmalarda gelecekte ortaya çıkabilecek olaylar hakkındaki belirsizliklerin fiyatlandırılması gerekmektedir.

Son olarak, yaklaşık olarak %4 oranında negatif aylık risk primi olarak önemli bir hisse senedi fiyat etkisi gözlemlenmiştir. Bu durum diğer ülkelerde yapılan çalışmalara benzerdir. Fiyatın yüzdesi olarak komisyon giderleri ve alış ve satış fiyatları arasındaki fark genellikle fiyatla negatif ilişkili olduğundan bu etki düşük değerlendirilmiş hisse senetleri için fiyatlanmış olabilir. Ayrıca, hisse senedi fiyatının, firma büyüklüğü ve bazı firma riskleri için gösterge olabileceği anlaşılmaktadır.

Sonuç olarak, gözlenen bu anomaliler beta tarafından saptanamayan, firmalara özgü bazı özelliklerin ve sistematik risk dışındaki bazı firma risklerinin de göstergesi olmaktadır. Eğer piyasa etkin ise, bu gözlenen anomaliler CAPM’in yanlış formüle edildiğini ve İMKB’nda fiyat oluşumlarını doğru ve uygun olarak tanımlamadığını göstermektedir. Ayrıca bu anomaliler karar almada CAPM’in kullanılmasının yararsız olacağını vurgulamıştır. Bu bulgular sermaye piyasasındaki davranışları anlamada daha ileri bir yaklaşımı ifade eder ve İMKB’nda finansal karar almada portföylerini yöneten yatırımcılara, fon yöneticilerine ve şirket yöneticilerine yardımcı olacaktır.

KAYNAKÇA

- Banz, Rolf W., "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks." **Journal of Financial Economics**, 1981, 9, 3-18.
- Barber, B. M. ve J. D. Lyon, "Firm Size, Book-to-Market Ratio, and Security Returns: A Holdout Sample of Financial Firms." **Journal of Finance**, 1997, 52(2), 875-883.
- Basu, Sanjoy, "The Relationship Between Earnings' Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks", **Journal of Financial Economics**, 12(1983), 129-156.
- Blume, M. E. ve R. F. Stambaugh, "Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effects." **Journal of Financial Economics**, 12, (1983), 387-404.
- Bhandari, L., "Debt/equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence." **Journal of Finance**, 1988, 43, 507-528.
- Chan, A., ve A. P. L. Chui, "An Empirical Re-examination of the Cross-section of Expected Returns: UK Evidence." **Journal of Business Finance & Accounting**, 1996, 23, 1435-1452.
- Erkan, Volkan, "Dış Proje Kredisi Kullanan Kamu Yatırımlarının Gelişimi ve Değerlendirilmesi (1988-1999)", **T.C. Başbakanlık Devlet Planlama Teşkilatı Müsteşarlığı Uzmanlık Tezi**, Haziran 1999, Ankara.
- Fama, E., ve K. R. French, "The Cross-section of Expected Stock Returns." **Journal of Finance**, 1992, 47, 427-465.
- Fama, E., ve K. R. French, "Size and Book-to-market Factors in Earnings and Returns." **Journal of Finance**, 1995, 50(1), 131-155.
- Fama, E., ve J. Macbeth. "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Test." **Journal of Political Economy**, 1973, 81, 607-636.
- Ho, Y., R. Strange ve J. Piesse. "CAPM Anomalies and the Pricing of Equity: Evidence From the Hong Kong Market." **Applied Economics**, 2000, 32, 1629-1636.,
- Karan, M. B., ve E. C. Karadağlı, "İMKB'nda Risk, Getiri ve Pazar Dengesi: Sermaye Varlıklarını Fiyatlandırma Modelinin Test Edilmesi." **H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2001, 19(1), 167-179.
- Kim, D., "A Re-examination of Firm Size, Book-to-market, and Earnings Price in the Cross-section of Expected Stock Returns." **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 1997, 32, 4, 463- 489.
- Kothari, S. P., J. Shanken, ve R. G. Sloan. "Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns." **Journal of Finance**, 1995, 50, 185-224.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets." **Review of Economics and Statistics**, 1965, 47, 13-37.
- Reinganum M.R. "A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect." **Journal of Finance**, 1982, 37, 27-35.
- Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk." **Journal of Finance**, 1964, 3, 425-444.