

FİYAT – KAZANÇ ORANI ETKİSİNİN DEĞER YATIRIM STRATEJİLERİ KAPSAMINDA ANALİZ : MKB ÇİNAMP RKB R UYGULAMA

Bağcı Turan ÇKE¹, Yusuf AYTÜRK²

¹ İstanbul Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yardımcı Doçent Dr.

² İstanbul Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, Araştırma Görevlisi

AN EMPIRICAL RESEARCH OF PRICE – EARNINGS RATIO EFFECT ON ISE

Abstract: Price – earnings ratio effect occurs when common stocks with lower price-to-earnings ratios have higher abnormal returns compared to common stocks with higher price-to-earnings ratios. In this research, the validity of the price-to-earnings ratio effect was investigated in Istanbul Stock Exchange over the period April 2001 – March 2009. In order to test the price-to-earnings ratio effect, developed by Black, Jensen and Scholes in 1972 and having been used widely in literature, time regression analysis was conducted. Results of the research proved that value investing strategy based on price-to-earnings ratio could not gain statistically significant abnormal returns and over the period April 2001 – March 2009 the price-to-earnings ratio effect was not proved in Istanbul Stock Exchange. This result also can be accepted as evidence that Istanbul Stock Exchange has weak form market efficiency. In this research, it is also stated that there is no positive linear relationship between beta coefficients, representing the systematic risk as stated in Capital Asset Pricing Model, and common stock returns.

Keywords: Price – Earnings Ratio Effect, Efficient Markets Hypothesis, Capital Asset Pricing Model, Market Model.

I. GİRİŞ

Kurumsal ya da bireysel yatırımcıların rasyonel oldukları, risk ve getiri tercihlerine göre getirilerini seçmek istedikleri kabul edilir. Bu doğrultuda yatırımcılar, getirilerini arttırabilmek için çeşitli değer yatırım stratejilerini kullanmaktadırlar. Yatırımcılar, bu değer yatırım stratejilerini geliştiren şirketlerin kârlılık, nakit akımı, büyüme potansiyeli ve temettü verimi gibi çeşitli temel verilerini kullanabilmektedirler. Bu bağlamda, bir şirketin kârının piyasa fiyatı ile karşılaştırılması şeklinde hesaplanan fiyat/kazanç (F/K) oranı, yatırımcılar tarafından bir değer yatırım stratejisi olarak kullanılmaktadır.

Finans yazınında yatırımın risk ve getirisini göz önünde bulundurarak varlık fiyatlarını açıklamaya çalışılan denge modelleri bulunmaktadır. Normalüstü getiri, bir

FİYAT – KAZANÇ ORANI ETKİSİNİN DEĞER YATIRIM STRATEJİLERİ KAPSAMINDA ANALİZ : MKB ÇİNAMP RKB R UYGULAMA

Özet: Fiyat – Kazanç Oranı Etkisi, düşük fiyat – kazanç oranına sahip hisse senetlerinin yüksek fiyat – kazanç oranlı hisse senetlerine göre daha yüksek normalüstü getiri sağlamasıdır. Bu çalışmada gelişmiş ve gelişen hisse senedi piyasalarında bazı dönemlerde gözlenen Fiyat – Kazanç Oranı Etkisi'nin Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda geçerliliği araştırılmıştır. Çalışmada Fiyat – Kazanç Oranı Etkisi'nin test edilmesinde Black, Jensen ve Scholes'un 1972 yılındaki çalışmaları ortaya koydukları ve literatürde yaygın olarak kullanılan zaman serisi regresyon analizi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, fiyat – kazanç oranına dayanan yatırım stratejisinin istatistiksel olarak anlamlı normalüstü getiri sağlamadığı ve Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde MKB'de Fiyat – Kazanç Oranı Etkisi'nin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Bu sonuç, MKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olduğu yönünde bir kanıt niteliindedir. Ayrıca Finansal Varlık Fiyatlama Modeli'ne göre sistematik riskin göstergesi olan beta katsayıları ile hisse senedi getirileri arasında doğrusal bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Fiyat – Kazanç Oranı Etkisi, Etkin Piyasalar Hipotezi, Finansal Varlık Fiyatlama Modeli, Piyasa Modeli.

hisse senedinin gerçekleştiren getirisinin ilgili hisse senedinin riskine göre bir varlık fiyatlama modeli tarafından belirlenen getirisinden yüksek olması durumunda ortaya çıkmaktadır. Pozitif normalüstü getiri, bir yatırımın aynı risk seviyesindeki diğer yatırımlardan daha iyi performans gösterdiği anlamına gelir. Bu şekilde sürekli olarak normalüstü bir getiri elde etmek de piyasayı yenmek (to beat the market) anlamına gelir [1].

Fiyatların, her zaman mevcut tüm bilgiyi tam anlamıyla yansıttığı bir piyasa “Etkin Piyasa” olarak adlandırılır. Genel olarak Etkin Piyasalar Hipotezi piyasa etkinliğini her bir alt bilgi grubuna göre üç şekilde derecelendirmekte ve test etmektedir. Bunlar; Zayıf Form'da, Yarı Güçlü Form'da ve Güçlü Form'da piyasa etkinliği [2].

Fama, zayıf, yarı güçlü ve güçlü formda piyasa etkinliği kavramlarını 1991 yılındaki çalışmasında yeniden tanımlamıştır. Fama, bu çalışmada piyasa etkinliğinin üç farklı türünün kapsamında birtakım deneyimler yapmıştır. Geçmiş getirilerin tahmin gücü ile ilgili olan Zayıf Form Testleri yerine getirilen yeni kategori kâr payı, fiyat/kazanç oranları ve faiz oranları gibi deneyimlerin de yer aldığı “Getiri Tahmin Edilebilirliği Testleri” gibi daha genel bir alanı kapsamaktadır [3]. Piyasa etkinliğini tek başına test etmek mümkün değildir. Etkinlik, bazı denge modelleri ile test edilmek zorundadır. Etkin Piyasalar Hipotezi, fiyat anomalilerinin varlığı ve davranışsal finans temelinde eleştirilmektedir. Etkin Piyasalar Hipotezi, üzerinde herkesin uzlaşacağı bir konu olmaktan uzaktır.

Fama tarafından 1970 yılında sistematik bir şekilde ortaya konulan Etkin Piyasalar Hipotezi’ne göre mevcut tüm bilgilerin yansız bir şekilde fiyatlara yansıtıldığı piyasa “etkin”dir. Hisse senedi piyasaları etkin ise, hisse senetlerinin piyasa fiyatları en doğru fiyatı temsil etmektedir. Bu durumda, etkin bir piyasada hiçbir yatırımcı normalüstü getiri elde edemez. Ancak finans literatüründe bazı diğer yatırım stratejileri aracılığı ile yatırımcıların Etkin Piyasalar Hipotezi ve finansal varlık fiyatlama modelleri ile tutarlı olmayan normalüstü getiriler elde ettikleri gözlenmiştir. Teori ile tutarlı olmayan diğer yatırım stratejileri, anomali olarak da adlandırılmaktadır.

Dünya ve ülkemiz hisse senedi piyasalarında yapılan çalışmalar bu piyasaların tam anlamıyla etkin olmadığını, bazı dönemlerde yatırımcıların çeşitli diğer yatırım stratejilerini kullanarak normalüstü getiri elde edebileceğini ortaya koymaktadır. Bu diğer yatırım strateji ya da etkin piyasa anomalilerinden birisi de F/K oranı etkisidir. Düşük F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşan portföylerin, yüksek F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşan portföylerden daha yüksek getiri elde etmesi durumuna “F/K oranı etkisi” denir [4]. F/K oranı tarihi ve kamusal bir veridir. Bu nedenle, F/K oranı etkisinin varlığı bir zayıf formda piyasa anomalisidir.

Piyasa etkinliği kendi başına test edilememektedir. Bu durum, piyasa etkinliği testinin Finansal Varlık Fiyatlandırma Modeli (FVFM) gibi bir denge modeli ile yapılmasını gerektirmektedir. Eldeki bilgilerin fiyatlara tam olarak yansıtılmadığı ancak tamı tanımlayan bir fiyatlandırma modeli aracılığı ile test edilebilir. Bu noktada, menkul kıymet getirilerinde anomali olarak adlandırılan hareketlerin kanıtlanması, piyasanın etkin olmaması ile piyasa denge modelinin yetersiz veya yanlış olduğu gibi nedenlerden hangisine atfedileceği sorusunu cevapsız bırakmaktadır. Birleşik Hipotez Problemi olarak adlandırılan bu problem Etkin Piyasa Hipotezi üzerindeki belirsizliği artırmaktadır [5].

Bu çalışmanın amacı, F/K oranı etkisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda (MKB) Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde var olup olmadığını araştırmaktır. Çalışma sonuçları aynı zamanda MKB’nin zayıf formda etkin bir piyasa olup olmadığını ilkin bir kanıt ortaya koyacak ve FVFM’nin temel varsayımlarının MKB’de geçerli olup olmadığını da tespit edecektir. Bu doğrultuda, ilk olarak ülkemiz ve Dünya piyasalarında F/K oranı etkisine ilkin yapılmış çalışmalar incelenmekte ve kullanılan varlık fiyatlama modeli açıklanmaktadır. Daha sonra uygulanan araştırma yöntemi ve kullanılan veriler, varsayım ve kısıtlılıklar aktarılmakta, araştırma sonuçları ortaya konmaktadır. Son bölümde ise çalışmanın yatırımcılar için çıkarımları ve ileriye dönük araştırma ve uygulama önerileri yer almaktadır.

II. FİYAT/KAZANÇ ORANI STRATEJİSİNİN ETKİNLİK STRATJİSİNİN

Mükemmel anlamda piyasa etkinliği uygulamada ulaşılmaması mümkün olmayan gerçek dünyadaki bir hedefdir. Mükemmel etkinliğin yerine bir piyasanın etkinliğinin başka bir piyasanın etkinliğine göre ölçüldüğü “göreceli etkinlik” düşüncesi yer almaktadır. Göreceli piyasa etkinliği, bir piyasanın etkin olup olmadığını bildirmek yerine bu piyasanın diğer piyasalara kıyasla etkinlik derecesini bilmenin daha faydalı olduğunu belirtmektedir. Son yıllardaki araştırmalar, hisse senedi piyasalarının göreceli etkinliğini ölçmeye odaklanmaktadır [6].

F/K oranı etkisi, düşük F/K (yüksek K/F) oranına sahip hisselerin (diğer hisseleri), yüksek F/K (düşük K/F) oranına sahip hisse senetlerine (büyüme hissesi) kıyasla daha iyi performans göstermesi olarak açıklanabilmektedir. F/K oranı, hisse senedi fiyatının hisse başına kazanç oranlanması ile hesaplanır.

Düşük F/K oranı stratejileri başka unsurlar değerlendirilmeden kullanıldığında yatırımcıya iki önemli sorun yaratabilecektir. Bunlardan ilki, geçici bir sürede yüksek F/K değerine sahip olan düşük kazançlı firmalar ihmal edilmektedir. Buna karşın bahsedilen türdeki firmaların kısa sürede düşük F/K değerli firmalar olması söz konusu olmaktadır. İkincisi, mevsimsellik etkisi taşıyan firmaların hisselerini almak bazen sıkıntı yaratabilmektedir. F/K oranları düşük olduğu zaman alınan hisselerin kârları ekonominin büyüme devresinde olması sebebiyle yüksek sonuçlanabilir. Bu hisseler yüksek F/K oranına sahipken elden çıkarıldığında ekonomik trendin dipte olması ile kârları çok az olabilmektedir [7].

Literatürde düşük F/K oranlı hisse senetlerine yatırım stratejisinin ilk olarak 1940 yılında Graham ve Dodd tarafından önerildiği görülmektedir. Bu etki sistematik bir şekilde ilk defa 1977 yılında Basu tarafından ortaya konulmuştur. Basu bu çalışmada, F/K oranları ile hisse senetlerinin yatırım performansları

arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Nisan 1957 – Mart 1971 dönemi boyunca NYSE (New York Hisse Senetleri Borsası)'de işlem gören endüstri şirketlerini de kapsayan 1.400'ün üzerinde endüstri şirketini temsil eden bir veri tabanı kullanılarak araştırma yapılmıştır. Çalışmada FVFM'ye dayanarak riske göre düzeltilmiş hisse senedi ve piyasa getirisi verileri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda analizin gerçekleştirildiği dönemde düşük F/K oranına sahip hisse senetlerinden oluşan portföylerin yüksek F/K oranlı hisse senetlerinden oluşan portföylerden ortalama olarak daha yüksek mutlak ve riske göre düzeltilmiş getiri oranlarına sahip olduğu görülmüştür. Ancak çalışmada Sermaye Piyasası Teorisi'ne aykırı bir biçimde, düşük F/K oranlı portföylerin yüksek getirilerine karşılık daha düşük düzeyde risk taşıdıkları bulunmuştur [8]. Basu'nun çalışmasından önce F/K oranı etkisine ilişkin yapılan çalışmalarda risk ve getiri arasındaki ilişki dikkate alınmamıştır [9].

Reinganum yapmış olduğu çalışmada firma büyüklüğü ve K/F oranına dayalı olarak oluşturulan portföylere ait getirilerin FVFM'ne göre tahmin edilen ortalama getirilerden sistematik olarak farklı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Reinganum'un çalışmasındaki önemli bir bulgu da Basu'nun 1977 yılındaki çalışmasından farklı olarak, firma büyüklüğünün kontrol edilmesi halinde K/F etkisinin var olmadığı ve büyüklük etkisinin K/F oranını önemli ölçüde kapsadığı bulgusudur. Çalışma sonucuna göre K/F oranı etkisi ve büyüklük etkisi ayrı analiz edildiğinde her ikisinin de var olduğu görülmektedir. Reinganum'a göre her iki anomaliyi etkileyen faktörler benzerdir. Ancak bu faktörler daha çok büyüklük ile ilişkilidir [10].

Cook ve Rozeff çalışmalarında Reinganum ve Basu'nun çelişen araştırmaları sonuçlarından yola çıkarak, hisse senedi getirilerinin büyüklük ve F/K oranıyla ilişkili olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışmada 1964 – 1981 döneminde NYSE'de işlem gören hisse senetlerine ilişkin veriler kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar riske göre düzeltilmiş getirileri açıklayan üç temel etkinin varlığını ortaya koymaktadır. Bunlar Ocak Ayı Etkisi, Büyüklük Etkisi ve F/K Oranı Etkisi'dir. Çalışmada büyüklük ve F/K oranı etkilerinin arasında herhangi bir etkileşim olmadığı, bu etkilerin ayrı olarak var olduğu sonucuna ulaşılmıştır [11].

Goodman, Peavy ve Cox, S&P 400'den rastgele seçtikleri 125 firmanın hisselerini Ocak 1970 – Haziran 1980 aralığı için incelemiştir. Çalışmalarında analiz dönemi sürecinde en düşük F/K'ya sahip portföylerin ortalama çeyrek dönem getirileri sistematik riske göre hesaplanan ortalama getiriden anlamlı olarak %2,8 daha yüksek sonuçlandırdığı görülmektedir. En yüksek F/K oranına sahip portföyün çeyrek dönem getirisi ise, sistematik riske göre hesaplanan getirisinden %2,42 oranında daha az hesaplanmıştır [12].

Banz ve Breen NYSE ve AMEX (American Stock Exchange)'te işlem gören firmaları ele aldıkları çalışmalarında Ocak 1974 – Aralık 1981 döneminde iki farklı veri tabanı kullanarak F/K Oranı Etkisi'ni test etmişlerdir. Çalışma sonucunda F/K Oranı Etkisi'nin bu dönemde var olmadığı belirlenmiştir. Banz ve Breen önceki çalışmalarda bulunan F/K Oranı Etkisi'nin kullanılan veri tabanına bağlı olarak ileriye bakı yanlılığı (look-ahead bias) ve geçmişi ilişkin seçim yanlılığı (ex-post-selection bias) sebebiyle ortaya çıktığını belirtmişlerdir [13].

Jaffe, Keim ve Westerfield, büyüklük ve F/K oranı anomalilerinin finansadaki en anlamlı bulgular olduğunu belirtmekte ve kendilerinden önce bu anomalilerle ilgili olarak yapılan çalışmaları dikkate aldıkları dönemlerin kısa olması sebebiyle ele tirmektedirler. Bu çalışmada büyüklük ve F/K oranları arasındaki ilişki önceki çalışmalara göre daha uzun bir dönemde, 1951 – 1986 döneminde yeniden incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda F/K oranı, büyüklük ve ocak ayı etkilerinin bu dönemde var olduğu tespit edilmiştir [14].

Hawawini ve Kim 1962 – 1994 dönemini kapsayan çalışmaları, ortalama aylık getirilerle F/K oranı ilişkisini AMEX ve NYSE'deki hisseleri kullanarak belirlemeye çalışmışlardır. Çalışmada oluşturulan on adet portföyden en düşük F/K oranına sahip portföy getirisi ile en yüksek F/K oranına sahip portföy getirisi arasında %0,39'lük bir aylık ortalama getiri farkı olduğu ifade edilmektedir [15].

Fama ve French çalışmaları 1963 – 1990 dönemi için piyasa betası, büyüklük, F/K, kaldıraç ve DD/PD oranlarının NYSE, AMEX ve NASDAQ (National Association of Securities Dealers Automated Quotations)'te işlem gören hisse senetlerinin kesitsel ortalama getirileri üzerindeki birleşik rollerini de erlendirmişlerdir. Çalışmanın sonucunda 1963 – 1990 dönemi için büyüklük ve DD/PD etkilerinin, büyüklük, F/K, DD/PD ve finansal kaldıraçla ilgili olan ortalama hisse senedi getirilerindeki kesitsel değişkenlikleri açıkladığı sonucuna ulaşılmıştır [16].

Fama ve French, F/K, DD/PD, F/NA oranı etkileri ve diğer bazı anomalileri Standart FVFM yerine Üç Faktörlü Model yardımıyla test etmişlerdir. Çalışma sonucunda bu modelin adı geçen anomalileri açıkladığı ortaya konmuştur. Fama ve French'in bu çalışmasında üç faktörlü modelin Standart FVFM'ye göre hisse senetlerine ilişkin beklenen getiri ve riski daha doğru bir şekilde açıkladığı belirtilmektedir. Üç faktörlü modelin uygulanması durumunda ise, F/K Oranı Etkisi gözlenmemiştir [17].

Fama ve French çalışmaları FVFM'yi ve zaman serisi regresyon analizini kullanmışlardır. Diğer taraftan araştırma kapsamında uluslararası piyasalar için

de 1975 – 2004 döneminde de er primi ara tırması yapılmı tır. Ara tırmada, ABD piyasaları için DD/PD oranı kriterine göre gruplandırma sonucunda en küçük firmaları kapsayan 4 çeyrek dönemde de er primleri istatistiksel olarak anlamlı çıkarken, en büyük firmaları kapsayan çeyrek dönemde de er primleri oldukça düşük çıkmı tır. Di er taraftan F/K oranına göre yapılan gruplandırma sonucunda en büyük firmaları kapsayan çeyrek dönemde de er primleri yüksek ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmı tır. Fama ve French, de er primi ve firma büyüklü ü arasında kuvvetli olmayan bir ili ki oldu unu belirtmi ler ve F/K Oranı Etkisi'nin var oldu u sonucunu ortaya koymı lardır. Ayrıca, bu çalı manın sonucunda FVFM'nin 1963 – 2004 dönemine ait çalı malarında ortaya çıkan de er primini açıklayamadı ı da tespit edilmi tir [18].

Stanley ve Kinsman, 31 Aralık 2007 tarihinde sona eren 5 yıllık bir dönem için Alman Menkul Kıymetler Piyasası'nda PD/DD, Cari F/K ve Fiyat/Normalle tirilmi Kazanç oranlarına göre belirlenmi düşük de erli portföylerin yüksek de erli portföylere ve endeks portföye göre daha iyi performans gösterip göstermediklerini test etmi lerdir. Bunun yanında aynı fiyat oranlarına göre belirlenmi vadeli portföylere ait (düşük fiyat oranlı hisse senetleri için uzun pozisyon, yüksek fiyat oranlı hisse senetleri için kısa pozisyon) riske göre düzeltilmi getirilerin pozitif olup olmadı ı da test edilmi tir. Çalı ma sonucunda düşük PD/DD ve fiyat/normalle tirilmi kazanç oranlarına göre olu turulan portföyler, endeks portföye göre mutlak getiri açısından daha iyi performans göstermi tir. Ancak düşük PD/DD, F/K ve Fiyat/Normalle tirilmi Kazanç oranlarına göre olu turulan her üç portföyün düzeltilmi Sharpe performans ölçütleri endeks portföyüne göre daha düşüktür. Di er taraftan vadeli portföylerin her üçü de endeks portföye ve yüksek fiyat/kazanç oranlı portföylere göre daha iyi performans göstermi tir [19].

Gharghori, Lee ve Veeraraghavan, Avusturalya hisse senedi piyasalarında Ocak 1992 – Aralık 2005 döneminde büyüklük, DD/PD, F/K, NA/F oranı, kaldıraç ve likidite etkilerini Fama–French modeline göre test etmi lerdir. Çalı ma sonucunda F/K Oranı Etkisi'nin ilgili dönemde var oldu u tespit edilmi tir [20].

Dünya borsalarında yapılan çalı malarda F/K Oranı Etkisi'nin varlı ı tam anlamıyla kanıtlanamamı tır. Elde edilen sonuçlar birbirinden farklı olabilmektedir. Bu farklılı ın muhtemel sebepleri arasında ara tırmacılar tarafından kullanılan analiz yöntemlerinin ve ara tırmaya konu olan dönemlerin birbirinden farklı olması yer alabilir.

III. FİYAT/KAZANÇ ORANI YATIRIM STRATEJİSİ LE İLGİLİ OLARAK MKB'DE YAPILAN BAZI ÇALI MALAR

F/K oranı etkisine ili kin MKB'de yapılmı çalı maların sayısı sınırlıdır. Karan, Basu'nun yöntemini kullanarak MKB'de F/K Oranı Etkisi'nin varlı ını ara tırmı tır. Çalı manın sonucunda MKB'de istatistiksel olarak anlamlı bir düzeyde F/K Oranı Etkisi'nin oldu u belirlenmi tir. Buna göre MKB'de en düşük F/K oranına sahip portföylere yatırım yapıldı ında uzun vadede yüksek getiri elde etmek mümkün olmaktadır. Çalı mada FVFM'ye uygun olarak portföylerin getirileri arttı ında risklerinin de arttı ı gözlenmi , çe itli F/K oranlarına sahip portföylere Sharpe, Treynor ve Jensen ölçütleri uygulanmı ve F/K Oranı Etkisi'nin varlı ı saptanmı tır [21].

Demir ve di erleri, F/K oranı ve firma büyüklü ü etkilerini MKB'de ayrı ve birlikte incelemi lerdir. Bu ara tırmada MKB'de 1990 – 1996 döneminde i lem gören ve hesap dönemi 31 Aralık'ta biten sanayi sektöründeki irketlerin hisse senetleri yer almı tır. Ara tırmada kullanılan yöntem Basu tarafından kullanılan yöntemle benzerlik göstermektedir. Çalı mada zarar açıklayan irketler hariç tutuldu unda, hisse senedi getirilerinin, en düşük F/K oranlı portföyden, en yüksek F/K oranlı portföye do ru gidildikçe dü tü ü görülmü tür. Bu dü ü e paralel olarak beta ve standart sapma de erleri de en düşük F/K oranlı portföyden, en yüksek F/K oranlı portföye do ru dü mektedir. Bu ba lamda, daha yüksek getiriye sahip portföylerin aynı zamanda daha fazla riske de sahip oldu u ortaya çıkmakta ve bu sonuç FVFM'nin varsayımları ile uyu maktadır. Portföyler arasındaki ortalama getiriler farklı olmasına ra men, bu getiriler riske göre düzeltildi i zaman getiriler arasındaki söz konusu fark ortadan kalkmı ve MKB'de F/K Oranı Etkisi'nin bulunmadı ı sonucuna varılmı tır [22].

Aydoğan ve Güney'in MKB için 1986-1995 dönemini kapsayan çalı malarında, ortalama F/K oranı ile temettü verimlerinin hisse senedi getirilerini etkileme derecelerini ara tılmaktadır. Buna göre, düşük F/K ve yüksek temettü verimine sahip firmaların hisse senetlerine yatırım yapılması halinde yüksek getiri sa lanabildi i çalı mada ortaya konulmaktadır [23].

Ba türk, Ocak 1995 – Aralık 2000 dönemini kapsayan çalı masında firma büyüklü ü ve beta de erleri kontrol edilerek MKB'de F/K Oranı Etkisi'nin var olup olmadı ını incelenmi tir. Jensen ve Sharpe portföy performans ölçütlerine göre firma büyüklü ü ve beta de erleri kontrol edildikten sonra farklı F/K oranlarına göre olu turulan portföylerde F/K Oranı Etkisi belirgin olarak gözlemlenmemi tir. Ayrıca çalı mada regresyon analizi uygulanmı ve benzer ekilde firma büyüklü ü ve beta de erleri kontrol edildikten sonra, düşük F/K Oranı

Etkisi'nin MKB'de 1995 – 2000 döneminde var olmadığı sonucu ortaya çıkmıştır [24].

Öztürkatalay, F/K Oranı Etkisi'ni MKB'de 1989 – 2002 döneminde Zaman Serisi ve Kesit Veri Regresyon Analizlerini kullanarak test etmiştir. Bu dönemde her iki analiz sonucuna göre F/K Oranı Etkisi'nin MKB'de var olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ancak çalışmada ilgili dönemde MKB'de negatif kazanç etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır [25].

Özgen, Nisan 1993 – Mart 2008 dönemi boyunca F/K, F/NA, F/S, PD/DD oranları ve temettü verimi verilerine dayalı olarak yatırım stratejilerinin varlığını Zaman Serisi Regresyon Analizi, Kesit Veri Regresyon Analizi, Panel Veri Regresyon Analizi ve Portföy Performans Analizi yöntemleri ile test etmiştir. Özgen, F/K oranına göre oluşturulmuş portföylerin performanslarını MKB'de enflasyon muhasebesine geçiş sebebi ile Nisan 1993 – Mart 2004 ve Nisan 2004 – Mart 2008 dönemlerinde ayrı ayrı incelemiştir. Zaman Serisi ve Panel Veri Regresyon Analizi sonuçları, her iki dönemde de F/K Oranı Etkisi'nin MKB'de geçerli olmadığını göstermektedir. Ancak, çalışmada sonucunda Nisan 1993 – Mart 2004 döneminde güçlü negatif kazanç etkisi bulunmuştur [26].

Dünya borsalarında yapılmış çalışmalara bakıldığında F/K Oranı Etkisi'ne ilişkin genel kabul görmüş bir görüş yoktur. Bu nedenle, F/K Oranı Etkisi hala tartışmalıdır. Benzer bir durum MKB için de geçerlidir. Ancak MKB için, F/K Oranı Etkisi'nin var olmadığı sonucuna ulaşan çalışmada sayısının çok daha fazla olduğu söylenebilir. Zayıf formda etkin bir piyasada F/K Oranı Etkisi gözlenmez. Son dönemde piyasa etkinliğine ilişkin yapılan çalışmalarda MKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olduğu sonucu göz önünde bulundurulduğunda, MKB'de F/K Oranı Etkisi'nin var olmaması piyasa etkinliğiyle ilgili yapılan çalışmaları doğrular niteliktedir.

IV. ARA TIRMANIN VERİLERİ, VARSAYIMLARI VE SINIRLILIKLARI

Ara tırma kapsamında, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal Pazar'da 2001 – 2009 döneminde işlem gören banka, sigorta, yatırım, finansal kiralama ve faktoring şirketleri, holdingler, yatırım ve gayrimenkul yatırım ortaklıkları dışındaki şirketlerin hisse senetleri yer almaktadır. Ayrıca birden fazla hisse grubu MKB'de işlem gören şirketler ve özel hesap dönemine (dönem sonu tarihi 31 Aralık olmayan hesap dönemi) sahip şirketler çalışmada kapsamında yer almamaktadır.

Ara tırma döneminde iflas, birleşme ya da baki bir nedenle hisse senedi piyasalarında işlem görmesi sona eren şirketlerin sistematik bir şekilde ara tırma evreninden çıkarılması portföy riskini azaltmakta ve ilgili

portföyün performansını daha iyi göstermektedir. Bu duruma "Faaliyetlerine Devam Edebilme Yanlılığı" (Survival Bias, Survivorship Bias) denir [27]. Portföy performanslarının değerlendirilmesinde ve zaman serisi regresyon analizinde daha olumlu portföy performansına ulaşabilen Faaliyetlerine Devam Edebilme Yanlılığı'na neden olmamak amacıyla iflas, birleşme ya da baki bir nedenle MKB kotundan çıkarılan şirketler ara tırmaya dahil edilmiştir.

Ara tırmada vergi ve işlem maliyetlerinin olmadığı varsayılmaktadır. Verilerin düzenlenmesi ve istatistiksel analizler Excel, E-Views 7 ve PASW (SPSS) Statistics 18 programları kullanılarak yapılmıştır. Belirtilen varsayım ve sınırlılıklar doğrultusunda uygulanan analizlerde yıllar itibarıyla ara tırma kapsamına alınan şirket sayıları aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo.1. Yıllar itibarıyla Ara tırma Kapsamında Yer Alan Şirket Sayıları

| Mali Yıl | Performans Dönemi | Şirket Sayısı |
|----------|------------------------|---------------|
| 2000 | Nisan 2001 – Mart 2002 | 184 |
| 2001 | Nisan 2002 – Mart 2003 | 182 |
| 2002 | Nisan 2003 – Mart 2004 | 184 |
| 2003 | Nisan 2004 – Mart 2005 | 185 |
| 2004 | Nisan 2005 – Mart 2006 | 191 |
| 2005 | Nisan 2006 – Mart 2007 | 194 |
| 2006 | Nisan 2007 – Mart 2008 | 192 |
| 2007 | Nisan 2008 – Mart 2009 | 190 |

Hisse senedi getirisi olarak, temettü ve sermaye artırımlarına göre düzeltilmiş aylık nominal hisse senedi getirileri kullanılmıştır. Hisse senedi getirileri, 2001 – 2009 döneminde, her yıl 1 Nisan ve 31 Mart tarihleri arasında 96 aylık olarak hesaplanmıştır. Aylık düzeltilmiş hisse senedi getirileri MKB'nin internet sitesinden elde edilmiştir. İflas, birleşme ya da baki bir nedenle MKB kotasyonundan çıkarılan şirketlere ilişkin aylık getiriler MKB internet sitesinde yer almamaktadır. Bu nedenle, bu şirketlere ilişkin sermaye artırımı ve temettü ödemesine göre düzeltilmiş aylık getiriler, MKB'nin günlük bültenleri, temettü ve sermaye artırım bildirimleri kullanılarak hesaplanmıştır. İflas eden şirketlerin iflasın gerçekleştiği dönem sonu getirileri [– %100] olarak alınmıştır. Satın alma ve birleşme durumlarında ise hisse senetlerinin son işlem fiyatından satıldığı ve tutarın ilgili portföydeki diğer hisselerle yatırıldığı varsayılmıştır [28].

F/K Oranı Etkisi'nin test edilmesine ilişkin olarak yapılan çalışmalarda piyasa portföyü olarak herhangi bir mevcut endeks kullanılmakta ya da sadece ara tırma kapsamındaki tüm hisse senetlerini kapsayan yeni bir portföy oluşturulmaktadır. Bu ara tırmada piyasa portföyü getirisi olarak MKB'yi temsil ettiği kabul edilen MKB Ulusal Tüm Endeksi (XUTUM) aylık getirileri kullanılmıştır. MKB'de temel endeks olarak MKB 100

Endeksi'nin kabul görmesine rağmen, bu endeksin MKB tarafından belirlenen artılara göre sıralanan ilk 100 hisse senedinden oluşması sebebiyle bu temel endeks yerine menkul kıymet yatırım ortaklıkları dışında Ulusal Pazar'da işlem gören tüm hisse senetlerinden oluşan MKB Ulusal Tüm Endeksi tercih edilmiştir. MKB Ulusal Tüm Endeksi verileri MKB'nin internet sitesinden elde edilmiştir.

Risksiz faiz oranı olarak ilgili ayda Türkiye Cumhuriyeti Hazine Müsteşarlığı'nın gerçekleştirdiği ihale ve tahvil ihalelerinde ortaya çıkan en kısa vadeli bono ve tahvil ihalelerinde ortaya çıkan en kısa vadeli bono ya da tahvilin dönem faiz oranları kullanılmıştır. Dönem faiz oranları ilgili dönemdeki ay sayısına bölünmek suretiyle aylık dönem faizi hesaplanmıştır. Bu veriler, T.C. Hazine Müsteşarlığı internet sitesinden elde edilmiştir.

F/K oranı, hisse senedi adedi ile piyasa fiyatı çarpılarak bulunan piyasa değerinin geçmişiyle net kâra bölünmesiyle bulunmuştur. İirketlerin nominal sermayelerinin her 1 Türk Lirası 1 adet hisse senedi olarak kabul edilmiştir. Hisse senedi fiyatı olarak 31 Mart tarihli güncel fiyatlar dikkate alınmıştır. Böylece, 31 Aralık tarihli geçmişiyle net kârları ve 31 Mart tarihli güncel kapanış fiyatları dikkate alınarak ileriye bakış oranları elde edilmiştir. F/K oranları aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır.

$$\text{Fiyat/Kazanç} = [(\text{Hisse Senedi Adedi} \times \text{Piyasa Fiyatı}) / \text{Geçmiş Yıl Net Kârı}] \quad (1)$$

Hisse senedi fiyatları MKB'nin internet sitesinde yer alan günlük bültenlerden elde edilmiştir. Bunun yanında hisse senedi adedi ve geçmişiyle net kârı verileri de MKB'nin internet sitesinde yer alan şirketlerin mali tablolarından elde edilmiştir. Hesaplamalar sonucunda negatif çıkan F/K oranlı hisse senetleri, Jaffe, Keim ve Westerfield tarafından ilk defa tespit edilmiş olan, negatif kazanç etkisinin MKB'de var olup olmadığının tespiti için ara tırmaya dahil edilmiştir.

Ara tırmada F/K Oranı Etkisi'nin test edilebilmesi için literatürde kabul gören portföy oluşturma yöntemi uygulanmıştır. Ara tırmada F/K oranlarına göre tek yönlü sınıflandırma uygulanmaktadır. Ara tırmada, 31 Mart itibarıyla piyasa kapanış fiyatları, önceki yıl net kârları ve nominal sermaye verileri kullanılarak çalışmada kapsamındaki hisse senetleri için F/K oranları hesaplanmıştır. Daha sonra hesaplanan F/K oranlarına göre hisse senetleri küçükten büyüğe doğru sıralanmıştır.

Negatif F/K oranlı hisse senetleri için ayrı bir portföy oluşturulduktan sonra, kalan hisse senetleri 5 portföyde gruplandırılmıştır. Nisan 2001 – Mart 2009 dönemi için portföyler her yıl 31 Mart'ta oluşturulmuş ve sonraki yılın Mart ayı sonunda tasfiye edilmiştir. Portföy oluşturulduğunda her yıl aynı yöntem uygulanmıştır. Portföyler

oluşturulduktan sonra 12 ay boyunca hisse senetlerinin elde tutulduğu varsayılmıştır. Bu uygulamaya satın al ve elde tut stratejisi ya da "pasif yatırım stratejisi" adı verilmektedir. Bu stratejide yatırımcının istek ve ihtiyaçlarına uygun menkul kıymetler seçilir ve yatırım süresi boyunca fiyatlar düşerse de yükselse de alım satım yapılmadan portföyde de ikilik yapılmaz. Portföylerdeki tüm hisse senetlerinin eşit ağırlıkta sahip olduğu varsayılmaktadır.

İleriye bakış oranları, henüz kamuoyuna açıklanmamış olan verilerin tahmin edilmesi ya da biliniyor varsayılarak kullanılması sonucu oluşur [29]. Portföylerin 31 Mart tarihinde oluşturulmasının nedeni, ileriye bakış oranlarına neden olmamaktır. MKB'de şirketler, yıllık finansal raporları ile bunlara ilişkin bağımsız denetim raporlarını, konsolide finansal tablo hazırlama yükümlülüğünün bulunmadığı durumlarda en geç hesap dönemlerinin bitimini izleyen hafta içinde; konsolide finansal tablo hazırlama yükümlülüğünün bulunduğu durumlarda ise en geç hesap dönemlerinin bitimini izleyen on dört hafta içinde borsaya bildirirler [30]. Bu nedenle, portföyler mali tablolara ilişkin bilgilerin 31 Mart tarihinde elde edilebilmesi varsayımı altında 31 Mart'ta oluşturulmaktadır. Aylık portföy getirileri hesaplanırken portföyde yer alan hisse senetleri getirilerinin aritmetik ortalaması alınmıştır.

V. ARA TIRMADA KULLANILAN YÖNTEM VE ARA TIRMANIN HİPOTEZLERİ

Bir değer yatırım stratejisi olan F/K Oranı Etkisi'nin test edilmesinde finans yazınında çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Bu yöntemler temel olarak Zaman Serisi Regresyon Analizi, Kesit Veri Regresyon Analizi, Panel Veri Regresyon Analizi ve Portföy Performans Analizidir. Bu ara tırmada bu yöntemlerden Zaman Serisi Regresyon Analizi ve Portföy Performans Analizi yöntemleri kullanılmıştır.

Black, Jensen ve Scholes'un 1972 yılında FVFM'nin geçerliliğini test eden çalışmaları uyguladıkları Piyasa Modeli'ne dayanan Zaman Serisi Regresyon Analizi birçok ara tırmacının anomalilere yönelik çalışmasında kullanılmıştır [31]. Bu ara tırmada da F/K Oranı etkisinin test edilmesinde Zaman Serisi Regresyon Analizi kullanılmaktadır. Standart FVFM, ampirik olarak test edilmek istenildiğinde Piyasa Modeli eklemleri yazılabilir [4].

$$(R_{pt} - R_{ft}) = \beta_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2)$$

Etilikte,

R_{pt} : t dönemindeki p portföyünün getirisini,

R_{ft} : t dönemindeki risksiz faiz oranını,

ρ_p : p portföyü için normalüstü getiriye ya da regresyon sabitini,

R_{mt} : t dönemdeki piyasa portföyünün getirisini,

ρ_p : p portföyünün sistematik riskini ya da regresyon e imini,

e_{pt} : t dönemdeki p portföyünün regresyon hata terimini ifade etmektedir.

Uygulamada incelenen dönem boyunca a ırı portföy getirilerinin ($r_p - r_f$) a ırı piyasa getirileri ($r_m - r_f$) üzerine regresyonu yapılır. Regresyon denkleminin sabiti (ρ_p) portföyün normalüstü getirisinin ölçütüdür. Modelde tahmin hata terimlerinin (e_{pt}) sıfır ortalama ile normal dağılımı, sabit varyanslı olduğu ve aralarında otokorelasyon olmadığı varsayılır.

Tek de i kenli do rsal regresyon analizinde, En Küçük Kareler Yöntemi ile bulunacak regresyon denkleminde yola çıkarak, anakütleyle ilgili istatistiksel çıkarımların yapılabilmesi için kalıntılara ilişkin üç temel varsayımın gerçekleştirilmesi gerekir. Bu varsayımlar şu şekildedir [32].

- Kalıntılar normal dağılıma uygunluk gösterir.
- Kalıntıların ortalaması sıfır ve varyansı sabittir.
- Kalıntılar arasında otokorelasyon (kalıntılar arasında bağımlılık) yoktur.

Kalıntıların normal dağılıma uygun olması, sabit varyans ve otokorelasyonun olmaması varsayımlarının test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler sırasıyla Kolmogorov–Smirnov Uyumu Yılı (Normal Dağılım) Testi, White Genel Değişken Varyans Testi ve Durbin–Watson d istatisti Testidir. Schwert ve Seguin yaptıkları çalışmada kalıntı değerlerine ilişkin değişken varyans ve otokorelasyon testlerinin yapılması gerektiğini belirtmişler ve değişken varyans varlığının FVFM testlerinde önemli bir rol oynadığı sonucuna ulaşımlardır [33]. Zaman Serisi Regresyon Analizi'nde kalıntılara ilişkin varsayımların yanında zaman serilerinin durağan olduğu da varsayılmaktadır. Durağanlık yoksa t, F ve ki-kare testleri gibi geleneksel test süreçleri kulu duruma gelir. Durağanlık testi etmenin yollarından birisi Geni letilmiş Dickey–Fuller birim kök testidir [34].

FVFM ve Piyasa Modeli do ru ise, etkin bir piyasada her portföy için regresyon sabiti ρ_p 'nin “sıfır” olması gerekmektedir. Benzer şekilde, Etkin Piyasalar Hipotezi'ne göre F/K oranı gibi kamuya açık bir bilginin hisse senedi fiyatlarına yansımaları olması gerekmektedir ve riske göre normalüstü getiriye temsil eden ρ_p 'nin sıfıra eşit

olması gerekmektedir. Bu bağlamda, ara tırmadaki sıfır hipotezi ve alternatif hipotezler arasındaki farkı belirler.

H_0 : $\rho_p = 0$, Sabit terim ρ_p anlamlı olarak sıfırdan farklı değildir.

H_1 : $\rho_p \neq 0$, Sabit terim ρ_p anlamlı olarak sıfırdan farklıdır.

VI. F YAT – KAZANÇ ORANI ETKİSİNİN TESTİ EDİLMESİ VE ARA TIRMANIN BULGULARI

Çalışmada değerlendirilmeye alınan hisse senetleri Nisan 2001 – Mart 2009 dönemi için daha önce belirtilen kriterlere göre seçilmiştir. Bu hisse senetleri için F/K oranları ve aylık düzeltilmiş getirileri hesaplanmıştır. Bu hesaplamaların tamamlanmasının ardından ulaşılan sonuçlar şu şekildedir:

i. Ara tırma döneminde her yıl hesaplanan F/K oranları küçükten büyüğe sıralanmıştır. Pozitif F/K oranlı hisse senetleri büyükten küçüğe doğru sıralanarak FK1, FK2, FK3, FK4 ve FK5 isimli beş portföye ayrılmıştır. Ayrıca negatif F/K oranlı hisse senetleri için FK6 isimli ayrı bir portföy oluşturulmuştur. Zaman serisi regresyon analizinin uygulanabilmesi için her bir portföye ve piyasa portföyü XUTUM Endeksine ait 96 aylık risksiz faiz oranı sonrasındaki aylık getiriler hesaplanmıştır.

ii. F/K oranlarına göre düzenlenmiş olan her bir portföy ile piyasa portföyü arasındaki regresyon modelinin uygulanması için zorunlu olan temel varsayımlar test edilmiştir. Ayrıca her bir zaman serisinin durağanlık testi de yapılmıştır.

iii. Portföylerin aylık getirileri ($r_p - r_f$) ile piyasanın aylık getirileri ($r_m - r_f$) arasındaki ilişki Zaman Serisi Regresyon Analizi ile incelenmiştir. Regresyon analizleri sonucunda elde edilen her bir portföye ait ρ_p 'lerin anlamlı olarak sıfırdan farklı olup olmadıkları t testi ve GRS–F testi ile test edilmiştir.

iv. Portföylerin aylık ortalama getirileri analiz edilmiştir. Böylelikle F/K oranlı portföylerin karakteristik özellikleri ortaya konmuştur. En yüksek pozitif F/K oranlı hisse senetlerinden oluşan FK1 portföyünden en düşük pozitif F/K oranlı hisse senetlerinden oluşan FK5 portföyüne doğru portföy performanslarında düzenli bir artış olup olmadığı portföy performans ölçütleri yardımıyla incelenmiştir.

F/K oranlarına göre oluşturulan her bir portföy ile piyasa portföyü arasındaki regresyon modellerine ait kalıntıların normal dağılıma uygunlukları bir normal dağılım testi olan Tek Örneklem Kolmogorov–Smirnov Uyumu Yılı (Normal Dağılım) Testi ile test edilmiştir.

Tablo.6. Geni letilmi Dickey – Fuller Birim Kök (Sabitli ve Trendli) Testi Özet Sonuçları

| SER LER | FK1 | FK2 | FK3 | FK4 | FK5 | FK6 | XUTUM |
|---|-------|--------|--------|---------|--------|-------|--------|
| Geni letilmi Dickey-Fuller Test istatisti i | -9,89 | -11,01 | -11,45 | -10,72 | -10,72 | -9,84 | -11,93 |
| P de eri | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Test istatisti i Kritik De erleri: | 1% | | | -4,0575 | | | |
| | 5% | | | -3,4578 | | | |
| | 10% | | | -3,1549 | | | |

Geni letilmi Dickey–Fuller Birim Kök Testinde zaman serilerinin birim kök taşıyıcı yapıdadıklarını belirlemek için sabitli ve sabitli–trendli modeller kullanılmıştır. Tüm zaman serileri için %1 anlamlılık düzeyinde hesaplanan Geni letilmi Dickey–Fuller Test istatisti i τ (*tau*) de erleri kritik de erden mutlak de er olarak daha büyük ve p olasılık de erince yeterince dü üktür. Bu durumda “ H_0 : Zaman serisinde birim kök vardır ya da zaman serisi dura an de ildir.” hipotezi tüm zaman serileri için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde reddedilmektedir. Test sonuçlarına göre tüm zaman serileri dura andır.

Zaman serisi regresyon analizinin temel varsayımlarının test edilmesi sonucunda verilerin tüm portföyler için bu varsayımları do ruladı ı sonucuna ula ılmıştır. Bunun yanında, regresyon modelinde kullanılacak olan zaman serilerinin tamamının dura an oldu u tespit edilmiştir. Böylelikle F/K oranı etkisinin Zaman Serisi Regresyon Analizi Yöntemi ile analiz edilebilece i sonucuna ula ılmıştır.

Bu ara tırmada F/K Oranı etkisinin varlı ının tespit edilebilmesi için ilk olarak her bir portföye ait ρ 'lerin anlamlı olarak sıfırdan farklı olup olmadığı incelenmektedir. ρ 'lerin anlamlı olarak sıfırdan farklı olup olmadığı ilk olarak t testiyle belirlenmiştir. ρ 'lerin anlamlı olarak sıfırdan farklı çıkması durumunda F/K oranı etkisinin varlı ından söz edebilmek için ρ 'lerin FK1'den FK5'e do ru sistematik ve düzenli bir ekilde artıyor olması gerekmektedir. Regresyon modeli her bir portföye uygulanmış ve a a ıdaki tabloda yer alan özet sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo.7. F–K Oranlarına Göre Olu turulan Portföylerin ve Piyasa Portföyünün A ır ı Getirilerine Dayalı Olarak Yapılan Zaman Serisi Regresyon Analizi Sonuçları

| Portföy | FK1 | FK2 | FK3 | FK4 | FK5 | FK6 |
|--------------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Jensen Ölçütü (ρ) | -0,0031 | 0,0032 | 0,0017 | 0,0020 | 0,0041 | 0,0027 |
| t istatisti i (ρ) | -0,5459 | 0,6564 | 0,4049 | 0,4550 | 0,7634 | 0,4215 |
| p de eri (Olasılık) (ρ) | 0,5864 | 0,5132 | 0,6865 | 0,6501 | 0,4471 | 0,6743 |
| Sistemik Risk (ρ) | 0,7503 | 0,8429 | 0,8154 | 0,8092 | 0,8686 | 0,8060 |
| t istatisti i (ρ) | 15,472 | 20,460 | 22,505 | 22,047 | 19,451 | 15,008 |
| p de eri (Olasılık) (ρ) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| R^2 | 0,7180 | 0,8166 | 0,8435 | 0,8380 | 0,8010 | 0,7056 |
| Düzeltilmi R^2 | 0,7150 | 0,8147 | 0,8418 | 0,8362 | 0,7989 | 0,7024 |
| GRS-F | | | | 0,4674 | | |
| p de eri (Olasılık) (ρ) | | | | 0,8308 | | |

Elde edilen regresyon analizi sonuçlarından yola çıkarak regresyon katsayılarının anlamlılık testlerinin yapılması gerekmektedir. Regresyon sonucu elde edilen ρ ve ρ katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları ilk olarak t testi ile belirlenmiştir. Portföylerin normalüstü getirilerini temsil eden ρ 'ler için t testinde sıfır hipotezi ve alternatif hipotez a a ıdaki gibidir.

H_0 : $\rho = 0$, Sabit terim ρ anlamlı olarak sıfırdan farklı de ildir.

H_1 : $\rho \neq 0$, Sabit terim ρ anlamlı olarak sıfırdan farklıdır.

Ara tırmada ρ katsayılarının anlamlılık testinde 94 ($n - 2$) serbestlik derecesi ve %5 anlamlılık seviyesinde t testi iki uçlu oldu u için her bir portföy için aynı olan t kritik de eri 1,98'dir. Regresyon analizi sonuçlarına göre tüm portföyler için uygulanan modellerde t istatisti i de erlerinin hepsi 1,98'den küçük ve p olasılık de erleri de %5'ten yeterince yüksektir. Bu durumda tüm regresyon modelleri için ayrı ayrı “ H_0 : $\rho = 0$, Sabit terim ρ anlamlı olarak sıfırdan farklı de ildir.” hipotezi kabul edilir. Portföylerin sistematik risklerini temsil eden ρ 'ler için t testinde sıfır hipotezi ve alternatif hipotez a a ıdaki gibidir.

H_0 : $\rho = 0$, regresyon parametresi anlamsızdır.

H_1 : $\rho \neq 0$, regresyon parametresi anlamlıdır.

Ara tırmada ρ katsayılarının anlamlılık testinde 94 ($n - 2$) serbestlik derecesi ve %5 anlamlılık seviyesinde t testi iki uçlu oldu u için her bir portföy için aynı olan t kritik de eri 1,98'dir. Regresyon analizi sonuçlarına göre tüm portföyler için uygulanan modellerde t istatisti i de erleri 1,98'den büyük ve p olasılık de erleri de sıfıra yakındır. Bu durumda tüm regresyon modelleri için ayrı ayrı “ H_0 : $\rho = 0$, regresyon

parametresi anlamsızdır.” hipotezi reddedilir ve “ $H_1: \rho > 0$, regresyon parametresi anlamlıdır.” alternatif hipotezi kabul edilir ve portföylere ait sistematik risk katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır.

Gibbons, Ross ve Shanken tek bir varlık ya da portföy için uygulanan tek de i kenli testlerin yanıltıcı sonuçlar üretebilece ini ve çok de i kenli testlere göre etkinliklerinin daha az olabilece ini çalı malarında göstermi ler ve alternatif olarak GRS–F testini önermi lerdir [36]. GRS–F testi ile ρ de erlerinin birlikte anlamlı ı test edilmi tir. GRS test istatisti i F da ılımı özelli i göstermekte ve bu testte a a ıdaki sıfır hipotezi ve alternatif hipotez test edilmektedir.

H_0 : Tüm ρ portföyleri için ρ regresyon parametresi anlamsızdır.

H_1 : En az bir ρ portföyü için ρ regresyon parametresi anlamlıdır.

GRS–F testi sonucunda F de eri 0,47691 ve olasılık de eri 0,8239’dur. Bu durumda %5 anlamlılık düzeyinde “ H_0 : Tüm ρ portföyleri için ρ regresyon parametresi anlamsızdır.” sıfır hipotezi reddedilememektedir. GRS–F testi sonuçları, her bir portföy için yapılan ba ımsız t testi sonuçlarını destekler niteliktedir.

ρ katsayıları normalüstü getirilerin göstergesi niteliindedir. Ara tırmanın istatistiki analiz sonuçlarına göre ρ katsayıları tüm portföyler için anlamlı olarak sıfırdan farklı de ildir. Bu analiz sonuçları Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde MKB’de F/K oranı etkisi ve negatif kazanç etkisinin gözlenmedi ini ortaya koymaktadır. Bu durum, aynı zamanda MKB’nin *Zayıf Form’da etkin bir piyasa* oldu una ili kin bir kanıt niteliindedir. Di er taraftan, FVFM beta katsayıları arttıkça ilgili hisse senedi ya da portföy getirisinin de artaca nı belirtir. Teorinin aksine, ara tırmada ρ katsayıları anlamlı çıkmasına ra men; ρ katsayıları arttıkça ilgili hisse senedi portföylerinin getirilerinde sistematik bir artış gözlenmemi tir. Bu durum FVFM ile tutarlı de ildir. Bu bulgu, FVFM’nin MKB’de geçersiz oldu unun bir kanıtı niteliindedir. Bunun yanında, Piyasa Modeli’nin geçerlili ine ili kin bir gösterge R^2 katsayılarıdır. Ara tırmada yer alan 6 portföye uygulanan regresyon analizi sonucu ortalama R^2 de eri 0,7871’dir. Bu ortalama katsayı de eri, piyasa portföyünün a ırı getirilerinin hisse senetlerinin getiri ve riskini açıklamak konusunda önemli oldu unu, ancak hisse senetlerinin getiri ve riskini açıklayan di er faktörlerin de var oldu unu göstermektedir.

F/K oranlarına göre olu turulan portföylerin performansları Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde incelenmi tir. Portföylerin performans sonuçları a a ıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo.8. F/K Oranlarına Göre Olu turulan Portföylerin Performansları (Nisan 2001 – Mart 2009)

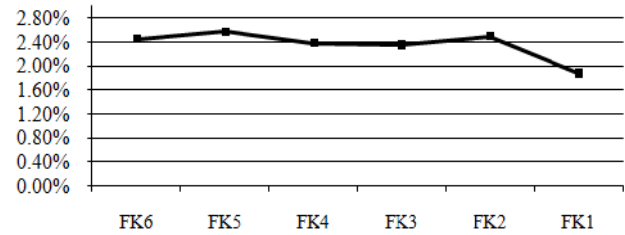
| Portföy | Ort. Aylık Getiri | Jensen Ölçütü | Treynor Ölçütü | Sharpe Ölçütü | M ² Ölçütü | Bilgi Oranı |
|--------------|-------------------|---------------|----------------|---------------|-----------------------|-------------|
| FK1 | 1,88% | -0,0031 | -0,0067 | -0,0549 | 0,0188 | -0,0475 |
| FK2 | 2,49% | 0,0032 | 0,0013 | 0,0130 | 0,0249 | 0,0099 |
| FK3 | 2,35% | 0,0017 | -0,0004 | -0,0035 | 0,0235 | -0,0028 |
| FK4 | 2,38% | 0,0020 | -0,0001 | -0,0005 | 0,0238 | -0,0004 |
| FK5 | 2,57% | 0,0041 | 0,0022 | 0,0203 | 0,0257 | 0,0162 |
| FK6 | 2,45% | 0,0027 | 0,0008 | 0,0069 | 0,0245 | 0,0058 |
| XUTUM | 2,13% | 0,0000 | -0,0025 | -0,0291 | 0,0213 | -0,0210 |

*F/K Oranı her yıl 31 Mart tarihinde bir önceki yılın yılsonu bilanço ve 31 Mart tarihli kapam fiyatlarına göre hesaplanmıştır.

**Portföylerin aylık ortalama getirisi 1 Nisan 2001 – 31 Mart 2009 döneminde her yıl 1 Nisan – 31 Mart dönemini kapsamaktadır.

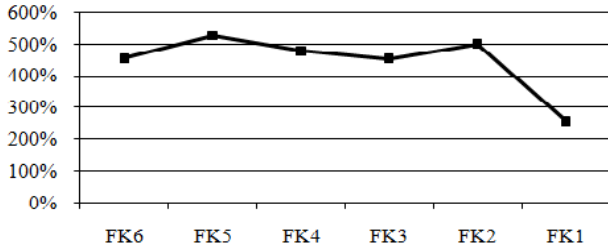
Yukarıdaki tabloda F/K oranlarına göre olu turulan portföylerin 96 aylık getirilerinin ortalamaları, betaları ve portföy performans ölçütleri yer almaktadır. En dü ük pozitif F/K oranına sahip hisse senetlerinden olu an FK5 portföyü, aylık %2,57 ortalama mutlak getirisi ile en yüksek performansla sahip portföy olmu tur. En yüksek F/K oranına sahip hisse senetlerinden meydana gelen FK1 portföyünün aylık ortalama mutlak getirisi %1,88 olarak gerçekte mi ve bu portföy en kötü performans gösteren portföy olarak belirlenmi tir.

F/K oranı etkisinin varlı ından söz edebilmek için en büyük F/K oranlı hisse senetlerinden olu an FK1 portföyünden, en dü ük F/K oranlı hisse senetlerinden olu an FK5 portföyüne do ru do rusal bir getiri artı mın gözlenmesi gerekmektedir. Ancak F/K oranlarına göre olu turulan hisse senetlerinin aylık ortalama mutlak getirilerine bakıldı ında portföylerde FK1’den FK5’e do rusal bir getiri artı ı görülmemektedir. Bu durum a a ıdaki grafikte de görülmektedir.



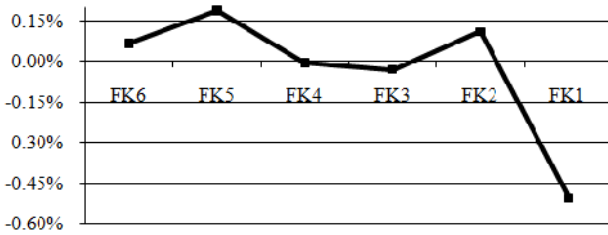
Grafik.1. Fiyat – Kazanç Oranlarına Göre Olu turulan Portföylerin Aylık Ortalama Mutlak Getirileri

F/K oranlarına göre olu turulan hisse senedi portföylerinin kümülatif getirilerine bakıldı ında da FK1’den FK5’e do rusal bir getiri artı ı görülmemektedir. Bu durum a a ıdaki grafikte görülmektedir.



Grafik.2. Fiyat – Kazanç Oranlarına Göre Olu turulan Portföylerin Nominal Kümülatif Getirileri

F/K oranlarına göre olu turulan hisse senetlerinin aylık ortalama getirilerine bakıldığında ise benzer şekilde portföylerde F/K1'den F/K5'e do rusal bir getiri artışı görülmemektedir. Bu durum aşağıdaki grafikte görülmektedir.



Grafik.3. Fiyat – Kazanç Oranlarına Göre Olu turulan Portföylerin Aylık Ortalama A ırı Getirileri

Portföy performans ölçütlerine bakıldığında da yüksek F/K oranlı portföylerden düşük F/K oranlı portföylere do rusal olarak artan bir portföy performansı görülmemektedir. Bu durum istatistiksel analiz sonuçlarını destekler niteliktedir. Portföy performans ölçütlerine göre Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde MKB'de Fiyat/Kazanç Oranı Etkisi ve Negatif Kazanç Etkisi gözlenmemiştir.

VII. SONUÇ

Bu çalışma, Etkin Piyasalar Hipotezi ve FVFM'den sapmaları gösteren anomalilerden birisi olan F/K oranı etkisinin MKB'de geçerli olup olmadığının araştırılması amacıyla yapılmıştır. Çalışma Nisan 2001 – Mart 2009 dönemini kapsamaktadır.

F/K oranı etkisinin araştırılmasında Zaman Serisi Regresyon Analizi ve Portföy Performans Analizi yöntemleri kullanılmıştır. Hem Zaman Serisi Regresyon Analizi hem de Portföy Performans Analizi sonuçları, Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde MKB'de F/K oranı etkisinin var olmadığını göstermektedir.

F/K oranı etkisinin Nisan 2001 – Mart 2009 döneminde MKB'de gözlenmemi olması MKB'nin bilimsel etkinliği hakkında bir kanıt olmaktadır. Fama'nın 1991 yılında yaptığı olduğu sınıflandırmaya göre bu çalışmanın sonucu, MKB'nin zayıf formda etkin

bir piyasa olduğunu desteklemektedir. MKB'nin zayıf formda dahi olsa etkin bir piyasa olması durumu, etkin sermaye piyasalarının sermayenin etkin dağıtımını sağlaması özelliği sebebiyle önemli bir bulgudur.

Bu çalışmada, risk ve getiri arasındaki ilişkiyi açıklamak için tek bir faktöre dayanan FVFM kapsamındaki Piyasa Modeli (Tek Endeks Modeli) kullanılmıştır. FVFM, beta değerleri ile getiriler arasında pozitif ve do rusal bir ilişki olduğunu belirtmektedir. Buna göre hisse senedi ya da portföylerin beta değerleri arttıkça getirilerinin de artması beklenmektedir. Çalışma sonucunda bulunan beta değerlerinin tamamı istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak çalışma sonucunda tüm portföyler dikkate alındığında, getiriler ve beta değerleri arasında sistematik, pozitif ve do rusal bir ilişkinin söz konusu olmadığını sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum FVFM'nin MKB'de geçerli olmadığını bir göstergesidir. Aynı zamanda bu durum piyasa endeksi içindeki birtakım faktörlerin de riski temsil edebileceğini ilkin bir bulgudur. Literatürde Fama ve French'in üç faktörlü modelinin anomali araştırılmasında kullanılması söz konusudur. Bu doğrultuda, bundan sonra yapılacak çalışmalarda çok faktörlü modellerin F/K oranı etkisinin MKB'de araştırılmasında kullanılması faydalı olacaktır.

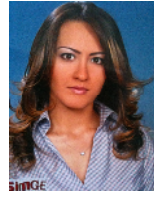
Etkin Piyasa anomalileri dönemsel özellik göstermektedir. Piyasada bir anomalinin varlığı ve bu anomalinin nedeni tespit edildiğinde yatırımcıların bu stratejiye olan ilgisi sebebiyle anomali ortadan kalkabilmektedir. Bu nedenle anomalilere ilişkin çalışmaların piyasa etkinliğine katkısı olduğu söylenebilir. Bu doğrultuda, F/K oranı etkisinin MKB'de gerçekleşmemesinin en önemli nedeni düşük F/K oranlı hisse senetlerinin tercih edilmesinin tüm yatırımcıların bildiği bir yatırım stratejisi olmasıdır. Kurumsal ve bireysel yatırımcılar kamusal bilgi olan F/K oranlarına bilgisayar yazılımları aracılığıyla çok hızlı bir şekilde ulaşabilmekte ve bunları kısa sürede de erlendirebilmektedirler.

Çalışma sonucunda Fiyat – Kazanç Oranı Etkisi'nin MKB'de gerçekleşmemesi, ülkemiz hisse senedi piyasalarında yatırımcıların düşük F/K oranlı hisse senetlerini yüksek F/K oranlı hisse senetlerine tercih etmek suretiyle geliştirdikleri değer yatırım stratejisinin, yatırımcılar için bir değer yaratmayacağı anlamına gelmektedir. Bu nedenle, finansal yatırımda yaygın görüş olarak kabul gören düşük F/K oranlı hisse senetlerinin iskontolu olduğu bakışı sorgulanmalıdır. Ayrıca F/K oranı gibi basit, kolay hesaplanabilir ve kamusal bir verinin yatırım kararının alınmasında, tek başına kullanılmaması gerekmektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- [1] Corrado, C.J. & Bradford, D.J. (2005). *Fundamentals of Investments Valuation and Management*. 3rd Ed. Canadian Edition, New York: McGraw-Hill Irwin.
- [2] Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works. *The Journal of Finance*, XXV(2), 383-417.
- [3] Fama, E.F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, XLVI(5), 1575-1617.
- [4] Bodie, Z.; Kane, A. & Marcus, A.J. (2009). *Investments*. 8th Ed. New York: McGrawHill.
- [5] Bildik, R. (2000). *Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve MKB Üzerine Ampirik Bir Çalı ma*. stanbul: MKB Yayını.
- [6] Gregoriou, G.N. (Ed.) (2009). *Emerging Markets Performance, Analysis and Innovation*. Plattsburgh, New York: CRC Press, Taylor&Francis Group.
- [7] Senchack, A.J. & Martin, J.D. (1987). The Relative Performance of the PSR and PER Investment Strategies. *Financial Analysts Journal*, 43(2), 46-56.
- [8] Basu, S. (1977). Investment Performance of Common Stocks In Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of The Efficient Market Hypothesis. *The Journal of Finance*, XXXII(3), 663-682.
- [9] Nicholson, S.F. (1968). Price Ratios in Relation to Investment Results. *Financial Analysts Journal*, 24(1), 105-109.
- [10] Reinganum, M.R. (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based On Earnings' Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.
- [11] Cook, T.J. & Rozeff, M.S. (1984). Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(4), 449-466.
- [12] Goodman, D.A.; Peavy, J.W. & Cox, E.L. (1986) The Interaction of Firm Size and Price-Earnings Ratio and Portfolio Performance. *Financial Analysts Journal*, 42(1), 9-12.
- [13] Banz, R.W. & Bren, W.J. (1986). Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence. *The Journal of Finance*, 41(4), 779-793.
- [14] Jaffe, J.; Keim, D.B. & Westerfield, R. (1989). Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns. *The Journal of Finance*, XLIV(1), 135-148.
- [15] Hawawini, G. & Keim, D.B. (2000). The Cross Section of Common Stock Returns: A Review of the Evidence and Some New Findings. *The Wharton School University of Pennsylvania*. Rodney L. White Center for Financial Research Working Papers. 008-99.
- [16] Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, XLVII(2), 427-465.
- [17] Fama, E.F. & French, K.R. (1996). Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- [18] Fama, E.F. & French, K.R. (2006). The Value Premium and the CAPM. *The Journal of Finance*, 61(5), 2163-2185.
- [19] Stanley, D.J. & Kinsman, M.D. (2009). The Efficient Market Hypothesis, Price Multiples, And The German Stock Market. *International Business & Economics Research Journal*, 8(1), 31-40.
- [20] Gharghori, P.; Lee, R. & Veeraraghavan, M. (2009). Anomalies and Stock Returns: Australian Evidence. *Accounting and Finance*, 49(3), 555-576.
- [21] Karan, M.B. (1996). Hisse Senetlerine Yapılan Yatırımların Performanslarının Fiyat/Kazanç Oranına Göre De erlendirilmesi: MKB Üzerine Ampirik Bir Çalı ma. *ktisat letme ve Finans Dergisi*, 11(119), 26-35.
- [22] Demir, A.; Küçükkiremitçi, O.; Pekkaya, S. & Üreten, A. (1996). Fiyat/Kazanç Oranına ve Firma Büyüklü üne Göre Olu turulan Portföylerin Performanslarının De erlendirilmesi (1990-1996 Dönemi için MKB Uygulaması). *letme ve Finans Dergisi*, (4), 41-69.
- [23] Aydo an, K. & Güney, A. (1997). Hisse Senedi Fiyatlarının Tahmininde F/K Oranı ve Temettü Verimi. *MKB Dergisi*, 1(1), 83-96.
- [24] Ba türk, F.H. (2004). *F/K Oranı ve Firma Büyüklü ü Anomalilerinin Bir Arada Ele Alınarak Portföy Olu turulması ve Bir Uygulama Örne i*. Eski ehir: T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları. No. 1564. Açıkö retim Fakültesi Yayınları. No. 822.
- [25] Öztürkatalay, M.V. (2005). *Hisse Senedi Piyasalarında Görülen Kesitsel Anomaliler ve MKB'ye Yönelik Bir Ara tırma*. stanbul: MKB Yayını.
- [26] vgen, H. (2009). *De er Yatırım Stratejileri ve MKB'de 1993-2008 Dönemine li kin Ampirik Bir Çalı ma Yayınlanmamı Doktora Tezi*. stanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- [27] Haugen, R.A. (2001). *The Inefficient Stock Market*. 2nd Ed. New Jersey: Prentice Hall.
- [28] Banz, R.W. & Bren, W.J.. (1986). Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data: Some Evidence. *The Journal of Finance*, 41(4), 779-793.
- [29] Haugen, R.A. (2001). *The Inefficient Stock Market*. 2nd Ed. New Jersey: Prentice Hall.

- [30] Sermaye Piyasasında Finansal Raporlamaya li kin Esaslar Tebli i (Seri:XI, No:29), Madde 10, (http://www.spk.gov.tr/mevzuat/pdf/Bolum_5/5_1_1_11_SeriXI_No29.pdf). [11.08.2010].
- [31] Jensen, M.C.; Black, F. & Scholes, M.S. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. (Ed.: Jensen, M.C.). *Studies in The Theory of Capital Markets*. New York: Praeger Publishers Inc., 6-17.
- [32] Orhunbilge, N. (2002). *Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi*. 2. Baskı, stanbul: İtme Fakültesi Yayın No: 281.
- [33] Schwert, G.W. & Seguin, P.J. (1990). Heteroskedasticity in Stock Returns. *The Journal of Finance*, 45(4), 1129-1155.
- [34] Gujarati, D.N. (2009). *Temel Ekonometri*. (Çev.: enesen, Ü. & enesen, G.G.). stanbul: Literatür Yayıncılık.
- [35] Sevüktekin, M. & Nargeleçekenler, M. (2007). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. 2. Baskı, Ankara: Nobel Yayın.
- [36] Gibbons, M.R.; Ross, S.A. & Shanken, J. (1989). A Test of Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.



Ba ak Turan ÇKE

(batu@istanbul.edu.tr)

She gained her bachelor degree in 1996 from Istanbul University, Faculty of Political Sciences, Department of Business Administration. In the same year she started to work as a teaching assistant in Istanbul University. She gained her master degree in 1999 in finance major in the same university. She gained her Ph. D. in 2006 from Marmara University in Accounting and Finance major. The author has been working as an assistant professor in Istanbul University, Faculty of Political Sciences since 2008. She is interested with mergers and acquisitions, behavioral finance, efficient market hypothesis, and firm valuation.



Yusuf AYTÜRK

(yayturk@istanbul.edu.tr)

He was born in 1984 in Istanbul. The author gained his bachelor degree in 2008 from Marmara University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Business Administration. In the same year he started his master program in the same university in accounting and finance major and he has gained his master degree in 2010. He is currently a Ph.D. student in Marmara University in accounting and finance major. He has been also working as a teaching assistant in Istanbul University, Faculty of Political Sciences, department of Business Administration, department of accounting and finance since 2008. He is interested with market anomalies, value investing strategies, asset pricing models, efficient market hypothesis and firm valuation.